

CROISSANCE ET DÉBILITÉ

ÉTUDE BIOMÉTRIQUE D'ÉCOLIERS BRUXELLOIS

PREMIÈRE PARTIE

1. CONCLUSIONS DE L'ENQUÊTE DE LA COMMISSION DE PRO-JUVENTUTE. CHOIX DES MENSURATIONS POUR LA MISE AU POINT D'UN NOUVEAU CRITÈRE DE DÉBILITÉ.

Résumons l'essentiel des travaux de la Commission pour l'étude et le dépistage de la débilité.

Après avoir constaté l'absence d'une définition rigoureuse du concept de débilité, après avoir critiqué les méthodes de dépistage existantes, notamment les indices de robusticité habituellement proposés par les biométriciens, après avoir examiné et rejeté, comme inopérants, tous les critères cliniques, la Commission adopte une méthode basée sur des observations faites, avant et après une cure de trois mois, sur 20 enfants, déclarés débiles par un praticien. Au second examen, l'amélioration de l'état général est nette et coïncide avec une augmentation considérable du contour de la racine des membres. Cet accroissement est proportionnellement plus fort que celui du poids et se présente même chez plusieurs enfants dont le poids n'a pas augmenté.

On constate donc que la diminution de la débilité s'accompagne essentiellement d'un accroissement du Σ (somme des trois périmètres : bras droit étendu, bras droit fléchi, cuisse droite).

Devant la nécessité de trouver un critère rapide et concret de dépistage des enfants débiles, la Commission met alors au point une méthode biométrique, où interviennent le Σ , la taille et le poids.

La taille (t), peu sensible au régime de l'enfant, donne une idée générale du développement et sert d'élément de référence.

La somme des périmètres (Σ) mesure le développement musculaire et l'importance des tissus adipeux. Elle reflète l'état de santé de l'enfant; plus qu'aucun autre caractère somatométrique, même le poids, elle est sensible à une amélioration de régime.

Quant au poids (p), il est utilisé à la fois comme un élément de référence pour le Σ et comme un contrôle de l'indication de l'état de santé. En effet, le poids est, d'une part, intimement lié à des grandeurs mésostables (taille, largeur du tronc, épaisseur du squelette, longueur des jambes, ...), mais il intègre, d'autre part, l'ensemble des tissus du corps.

Un groupe d'enfants de 11 à 17 ans, hébergés pendant la guerre dans les homes de Pro-Juventute, a fourni les données de comparaison : la moyenne et la déviation standard (le σ) des trois caractères : t , Σ , p .

Cela étant, pour apprécier le degré de chétivité d'un enfant, on évalue en fractions de σ les écarts à la moyenne de chacun des trois caractères et l'on compare ces trois écarts; cette opération est réalisée par un procédé graphique très simple (³).

La Commission a pu vérifier la valeur de sa méthode en l'appliquant à une série de 22 fillettes : le résultat concordait avec la moyenne des cotes de débilité attribuées à chaque enfant par les sept médecins praticiens de la Commission, alors même que ces sept diagnostics différaient souvent entre eux.

*
**

Le travail actuel est issu des observations et des expériences que nous venons de rapporter.

La méthode est restée graphique et caractérise un enfant débile par ses données anthropométriques : t , Σ , p . Mais ces données, nous les avons combinées autrement pour obtenir des indications plus précises et plus nuancées et pour tenir compte des corrélations. Nous avons en outre disposé, pour les données de comparaison, d'un groupe d'enfants vivant dans des conditions plus normales et d'âges plus étendus ($5\frac{1}{2}$ et $15\frac{1}{2}$ ans).

Chaque étape a été soumise à l'appréciation du Docteur TWIESELMANN et discutée avec lui, de sorte que les points de vue anthropologique et médical n'ont jamais été perdus de vue.

Page 25, nous indiquons l'emploi des graphiques dans la recherche des enfants débiles. Mais les normes, tirées directement des mensurations, sont utiles dans toutes les questions qui concernent la croissance de la taille, du poids et du Σ .

(³) Comparable à celui des profils biométriques de MOLLISON, T. (1907).

Remarque. — Si l'enquête de Pro-Juventute a prouvé qu'une diminution de débilité s'accompagne généralement d'une augmentation de Σ , cela ne signifie pas qu'un Σ déficient soit invariablement la caractéristique d'un enfant faible.

Cependant, nous venons de voir qu'à partir de cette hypothèse, la Commission a élaboré un test satisfaisant. Aussi adopterons-nous cette même hypothèse : elle nous paraît féconde et elle a l'avantage de constituer une base de discussion solide, car nous verrons qu'il est possible de pousser assez loin l'analyse du Σ .

Nous espérons ainsi obtenir un critère biométrique plus nuancé que celui tiré des indices biométriques habituels (FRANZEN et PALMER, PIGNET, VERVAECK, ...) et plus concret que le diagnostic médical, qui demeure souvent imparfait à cause de la complexité de la notion de débilité.

Nous croyons cependant qu'aucun test biométrique ne remplace l'examen médical; mais les tests peuvent servir à préciser la notion de débilité et à formuler des diagnostics plus complets et plus objectifs.

2. MATÉRIEL.

Les données numériques de notre travail sont fournies par une enquête faite dans les écoles de la Ville de Bruxelles sur l'initiative du Docteur G. FRIART. L'enquête effectuée avec les ressources qu'à mises à notre disposition M. le Prof V. VAN STRAELEN, Directeur de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique, et dirigée par M. le Prof F. TWIESSELMANN, Directeur de Laboratoire à cet Institut, a permis de réunir une documentation statistiquement suffisante.

1.942 garçons, 1.524 filles, de 5½ à 15½ ans, ont été mesurés (t , Σ , p) aux dates suivantes :

	Garçons	Filles
Du 9 juin au 4 juillet 1947	902	701
Du 20 octobre au 7 novembre 1947	501	420
Du 26 mai au 6 juin 1948	539	403
Total... .. .	1.942	1.524

Nous n'avons écarté de notre enquête aucun des enfants présents à l'école, estimant que cette présence constituait un critère objectif d'admission. En effet, il était difficile d'écarter a priori certains sujets aberrants, puisque, pour les sélectionner objectivement, il aurait fallu des normes, que l'on avait justement pour but d'établir. Mais, dans la suite, ces sujets se sont distingués d'eux-mêmes de l'ensemble du groupe en tombant, ainsi que nous le verrons, en dehors des normes calculées à partir de tous les enfants.

Le choix d'un groupe devant fournir des normes pour une région pose d'autres problèmes. Tant des points de vue ethnique et social que des points de

vue de la nutrition et de la santé, le groupe doit être homogène (c'est-à-dire ne pas contenir de sous-groupe isolé); mais en même temps assez varié pour que sa variabilité soit représentative de celle de la région.

Les enfants choisis semblent remplir ces conditions : d'abord parce qu'ils habitent la ville de Bruxelles, qui occupe dans le pays une position centrale à la limite de deux groupes linguistiques; ensuite parce que les écoles communales, disséminées dans la ville, sont fréquentées par une population homogène mais suffisamment diversifiée pour être représentative de la population scolaire de toute l'agglomération bruxelloise. Aussi les normes somatologiques établies peuvent-elles servir au dépistage d'enfants débiles à Bruxelles, mais encore, pensons-nous, dans les environs de la ville.

Dans les autres régions du pays, on peut utiliser les graphiques si les moyennes, les déviations standard et les coefficients de corrélation y sont les mêmes qu'à Bruxelles. En première approximation, cette vérification peut se faire sans calculs, grâce aux courbes d'égale normalité (cfr., p. 10), contenant chacune un pourcentage donné d'enfants.

Cependant, même s'il n'y a pas identité entre les enfants de nos écoles et ceux d'une autre région, le dépistage des débiles pourra s'y faire, nous en sommes persuadé, grâce à nos graphiques. En effet, l'écart entre les Σ des deux groupes sera toujours faible comparé à la variabilité totale, de sorte que, s'il y a lieu, il sera facile de tenir compte d'un petit décalage.

3. TECHNIQUE DE LA MENSURATION ET ERREURS DE MESURE.

Les mensurations ont été prises conformément à la technique exposée dans l'*Aide-Mémoire d'Anthropométrie* de F. TWIESELNANN (4).

Notons les points suivants, extraits de cet ouvrage :

a) Taille ou stature (*t*).

Définition : hauteur du vertex au-dessus du sol.

Le sujet, déchaussé et dévêtu, est debout, sans relâchement ni raideur; les bras étendus sans contracture le long du corps; le plan passant par le bord supérieur du tragus et le rebord inférieur de l'orbite gauche doit être horizontal. On utilise la toise.

b) Poids (*p*).

Les sujets, déshabillés, seront pesés de préférence à la même heure du jour, assez loin du repas, après évacuation des intestins et de la vessie.

(4) TWIESELNANN, F. (1952).

c) Périmètre du bras droit étendu.

Définition : périmètre du bras selon un plan horizontal passant par la pointe inférieure du muscle deltoïde.

Le sujet laisse pendre le bras en évitant la contraction du biceps. On place le mètre-ruban dans un plan horizontal, à un bon travers de main au-dessous de l'acromion.

d) Périmètre du bras droit fléchi en contraction.

Définition : périmètre du bras selon un plan horizontal passant par la pointe du muscle deltoïde, le bras étant fléchi en contraction énergique.

Le sujet fléchit le bras de façon à obtenir une contraction maximum du biceps.

e) Périmètre de la cuisse droite.

Définition : périmètre de la cuisse selon un plan horizontal passant, en arrière, par le pli fessier.

Le sujet est placé dans la même position que pour la taille.

Erreur de mesure sur la taille. — La taille est exprimée en cm avec une décimale. L'erreur de mesure n'excède 4 mm que 1 fois sur 20, pour l'opérateur qui se conforme aux instructions données ci-dessus. 4 mm est égal à 1.96 fois la déviation standard de 20 mesures consécutives du même sujet, prises par le même opérateur.

Cette valeur de 4 mm donne une idée de l'ordre de grandeur de l'erreur de mesure qui varie un peu d'un opérateur à l'autre.

Erreur de mesure du Σ , somme des trois périmètres mesurés. — On exprime le Σ en cm avec une décimale, l'erreur de mesure (évaluée de la même façon que pour la taille) n'excédant 1,1 cm que 1 fois sur 20.

Erreur sur le poids. — Le poids s'exprime en kg avec une décimale. L'erreur dépend essentiellement de la bascule, qui doit être régulièrement vérifiée. Il est rare que cette erreur, due ici à l'appareil de mesure et non à l'opérateur, excède 0,5 kg.

*
**

Les erreurs que nous venons d'évaluer entachent les mesures d'un seul sujet, mais se compensent dans les moyennes; celles-ci n'ont plus que des erreurs d'échantillonnage ⁽⁵⁾.

⁽⁵⁾ DEFRISE, E. (1948).

4. DESCRIPTION DES 36 GRAPHIQUES P/T/ÂGE.

Il y a 18 graphiques pour les garçons et autant pour les filles.

Pour chaque sexe, les enfants sont répartis en groupes, de demi en demi-année d'âge de $5\frac{1}{2}$ à $15\frac{1}{2}$ ans; toutefois, les deux groupes extrêmes s'étendent sur une année entière. L'âge est inscrit en tête du graphique avec, un peu à droite, le sexe et les limites du groupe d'âge. Nous ne reproduisons ici que quelques-uns des graphiques; pour les garçons, ceux de $8\frac{3}{4}$, $10\frac{1}{4}$, $11\frac{1}{4}$ et $12\frac{1}{4}$ ans (fig. 1, 2, 3, 4); pour les filles, ceux de $9\frac{3}{4}$, $10\frac{1}{4}$, $11\frac{1}{4}$ et $12\frac{1}{4}$ ans (fig. 5, 6, 7, 8).

Prenons, par exemple, le graphique relatif aux filles de $10\frac{1}{4}$ ans (fig. 6). L'axe des abscisses porte le poids en kg, l'axe des ordonnées la taille en cm : chaque fillette peut ainsi être figurée par un point.

A peu près au centre, un point grossi, marqué $10\frac{1}{4}$, représente les moyennes de la taille et du poids ⁽⁶⁾ pour le groupe des filles de 10 ans à $10\frac{1}{2}$ ans. Une simple lecture indique que ces moyennes valent 134,7 cm et 29,8 kg.

Les points marqués $10\frac{3}{4}$, $11\frac{1}{4}$, ..., $13\frac{3}{4}$ vers le haut et $9\frac{3}{4}$, $9\frac{1}{4}$, ..., $6\frac{3}{4}$ vers le bas représentent les moyennes de la taille et du poids pour les âges correspondants. Chacun de ces points sera à son tour le centre d'un graphique.

Les trois courbes dessinées (dont les équations seront données dans la seconde partie) sont des courbes d'égale normalité, en ce sens que des enfants figurés par des points d'une même courbe peuvent être considérés comme également normaux (ou également anormaux) pour leur âge. En se guidant sur ces trois courbes, on imagine aisément toute la famille des courbes d'égale normalité, entourant de plus en plus près le point moyen $10\frac{1}{4}$ ⁽⁷⁾.

Une fillette de 23 kg, mesurant 124,5 cm, et une autre de 25 kg, mesurant 134,4 cm, seront donc regardées comme également normales, bien que le poids et la taille soient plus éloignés des moyennes chez la première. C'est que celle-ci a un poids suffisant pour sa taille, tandis que l'autre a, pour une taille normale, un poids trop faible.

Le médecin pourra comparer ces deux fillettes du point de vue clinique : est-ce mieux pour l'enfant d'être petit, mais avec un poids suffisant, que d'être assez grand, mais trop maigre ? Ainsi, si le médecin recherchait les correspondances éventuelles entre la clinique et l'habitus morphologique décelé par les graphiques, il pourrait les « sensibiliser » et ajouter à leur signification biométrique une signification médicale.

Nous avons dessiné trois courbes renfermant respectivement 70%, 95% et 99% des filles de 10 ans à $10\frac{1}{2}$ ans.

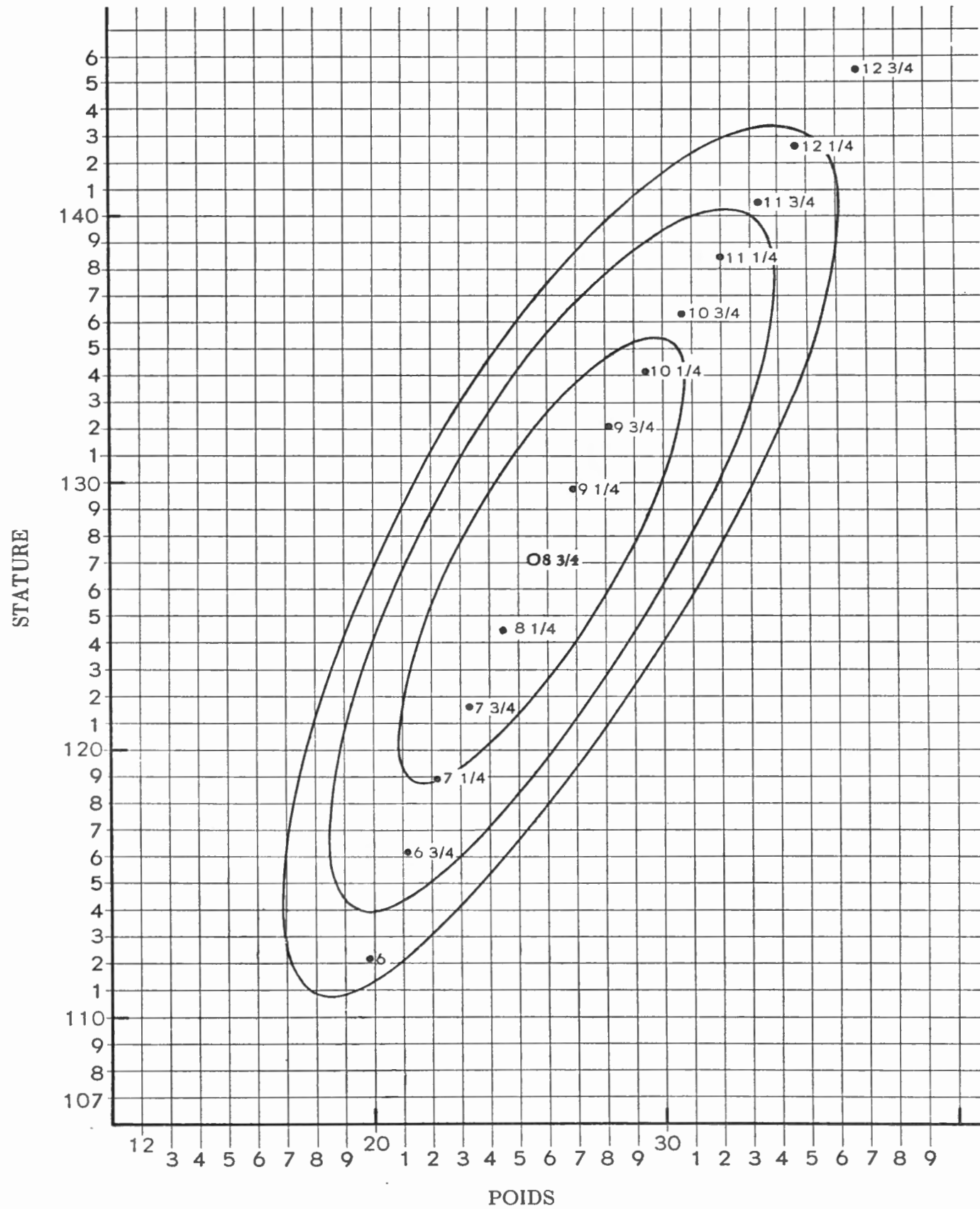
⁽⁶⁾ Nous verrons dans la 2^e partie (p. 53) qu'il ne s'agit pas, pour le poids, de la moyenne arithmétique usuelle.

⁽⁷⁾ La notion de normalité sera discutée dans la 2^e partie.

$8 \frac{3}{4}$

Ecoles de la ville de Bruxelles

GARÇONS (de $8 \frac{1}{2}$ à 9 ans)



Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des garçons.

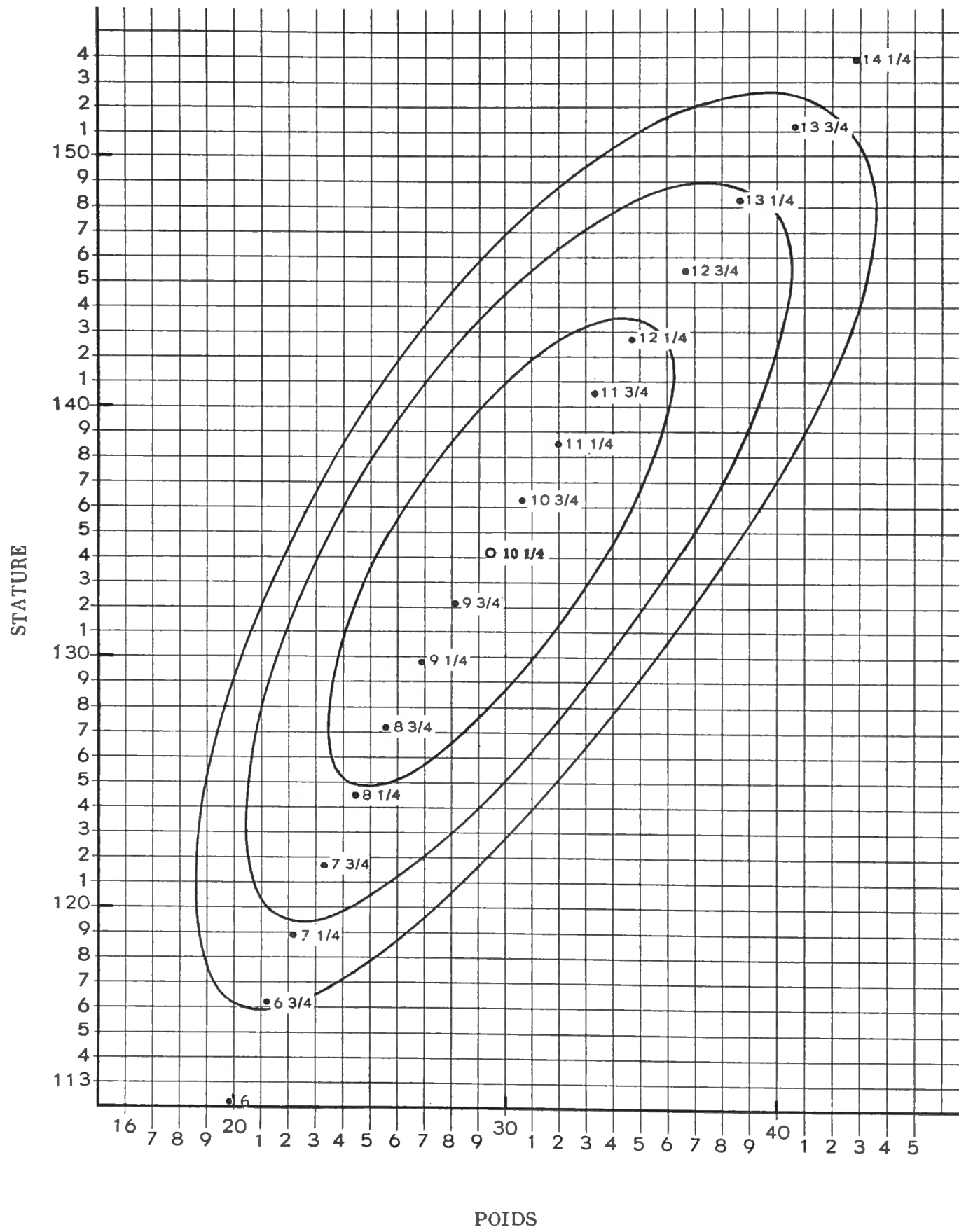
FIG. 1. — Distribution simultanée de p et t .

La courbe intérieure contient la zone normale (70 % des sujets). Elle est entourée successivement de la zone paranormale (25 % des sujets) et de la zone aberrante (4 % des sujets). Autour de la courbe extérieure s'étend la zone très aberrante (1 % des sujets).

$10 \frac{1}{4}$

Ecoles de la ville de Bruxelles

GARÇONS (de 10 à $10 \frac{1}{2}$ ans)



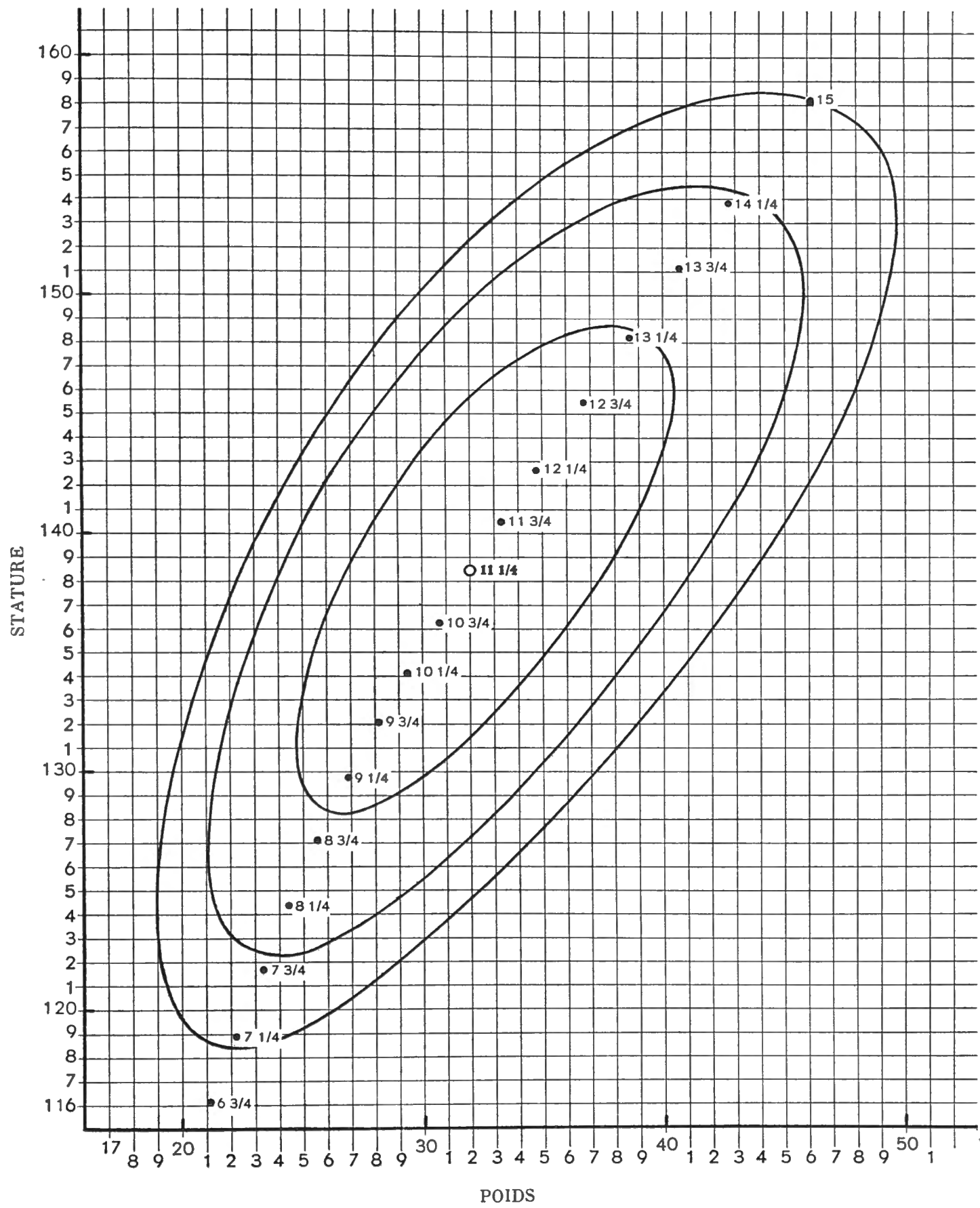
Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des garçons.

FIG. 2. — Distribution simultanée de p et t .

$11 \frac{1}{4}$

Ecoles de la ville de Bruxelles

GARÇONS (de 11 à $11 \frac{1}{2}$ ans)



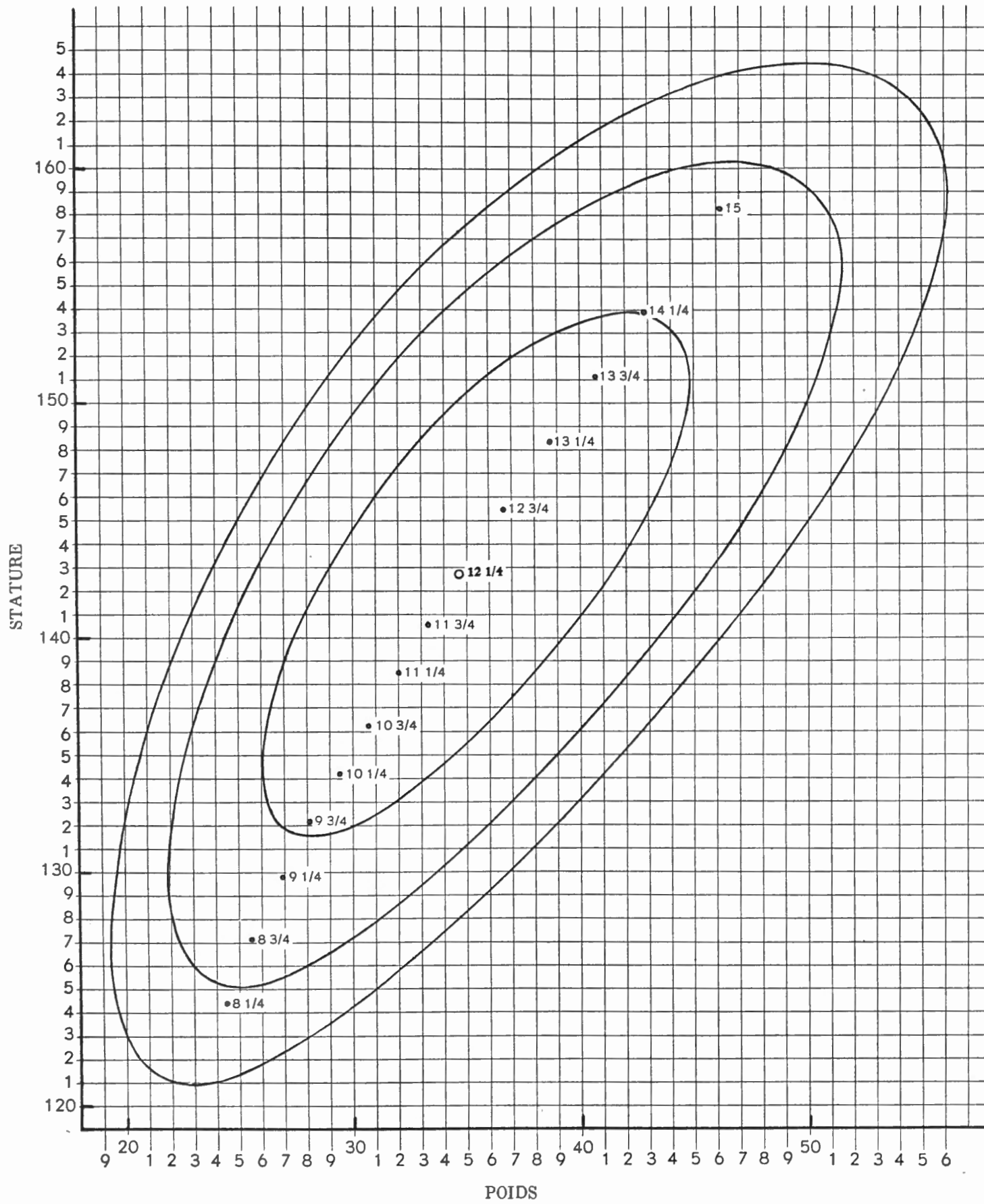
Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des garçons.

FIG. 3. — Distribution simultanée de p et t .

$12\frac{1}{4}$

Ecoles de la ville de Bruxelles

GARÇONS (de 12 à $12\frac{1}{2}$ ans)



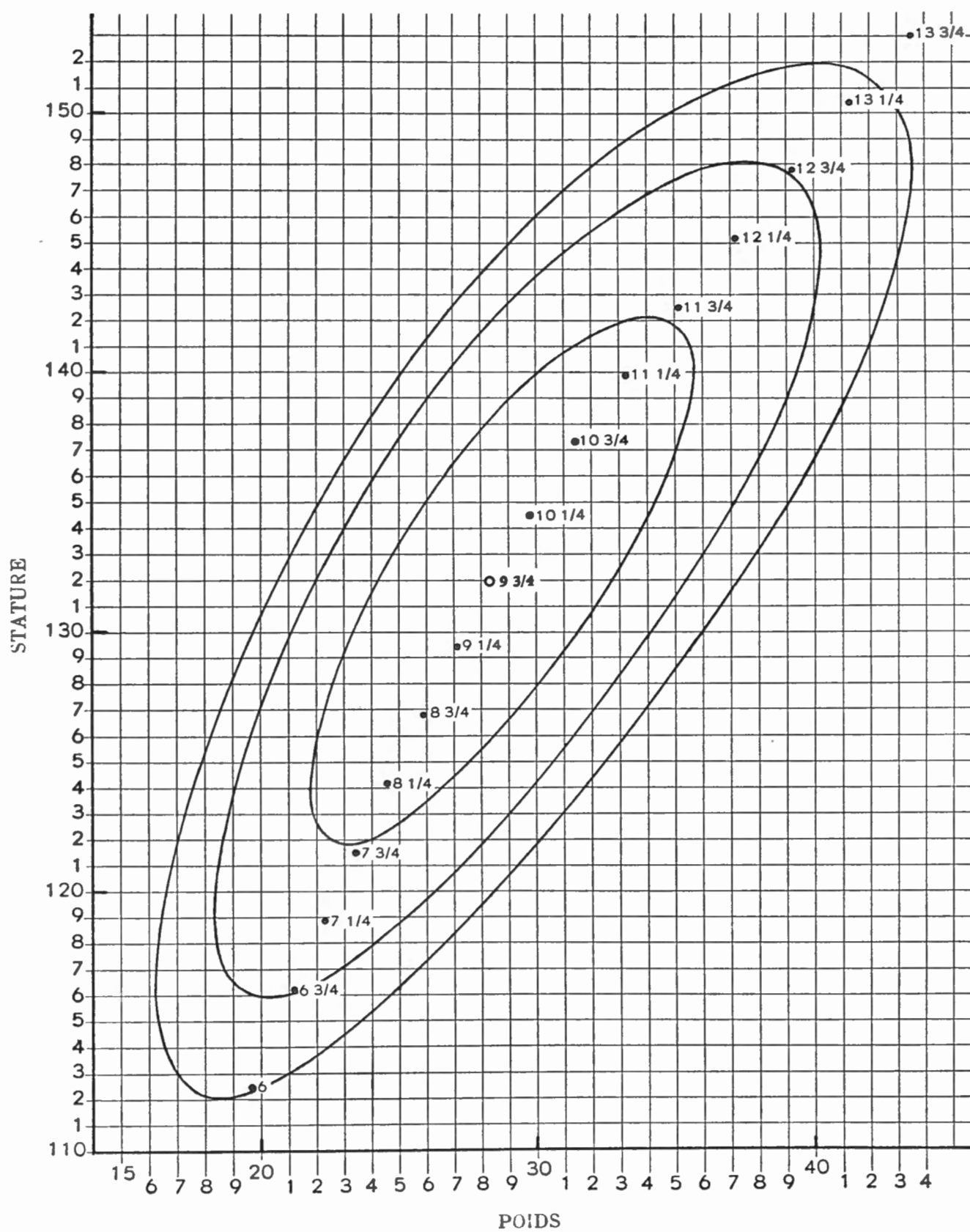
Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des garçons.

FIG. 4. — Distribution simultanée de p et t .

9 $\frac{3}{4}$

Écoles de la ville de Bruxelles

FILLES (de 9 $\frac{1}{2}$ à 10 ans)



Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des filles.

FIG. 5. — Distribution simultanée de p et t .
 La courbe intérieure contient la zone normale (70 % des sujets). Elle est entourée successivement de la zone paranormale (25 % des sujets) et de la zone aberrante (4 % des sujets). Autour de la courbe extérieure s'étend la zone très aberrante (1 % des sujets).

10 $\frac{1}{4}$

Écoles de la ville de Bruxelles

FILLES (de 10 à 10 $\frac{1}{2}$ ans)

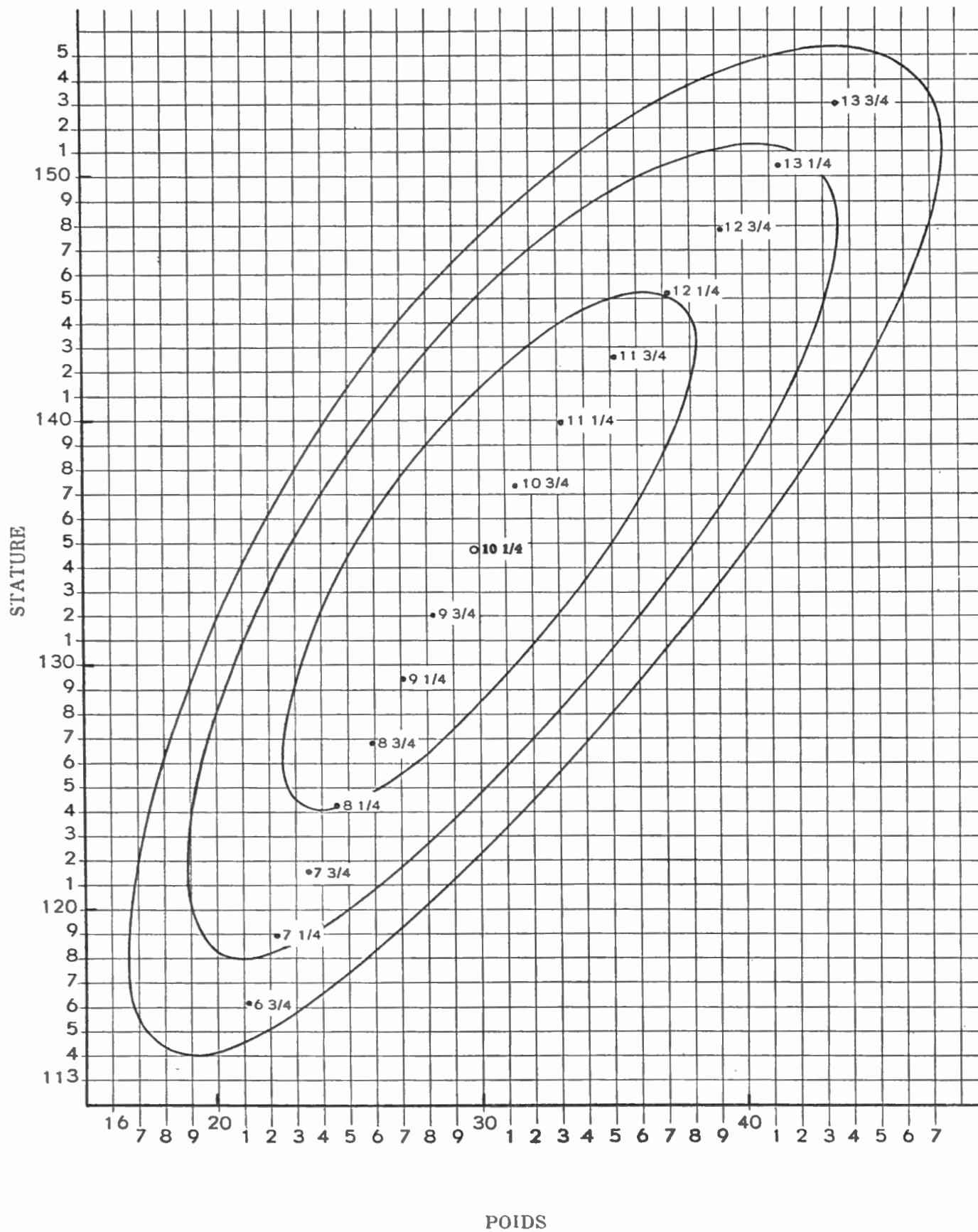
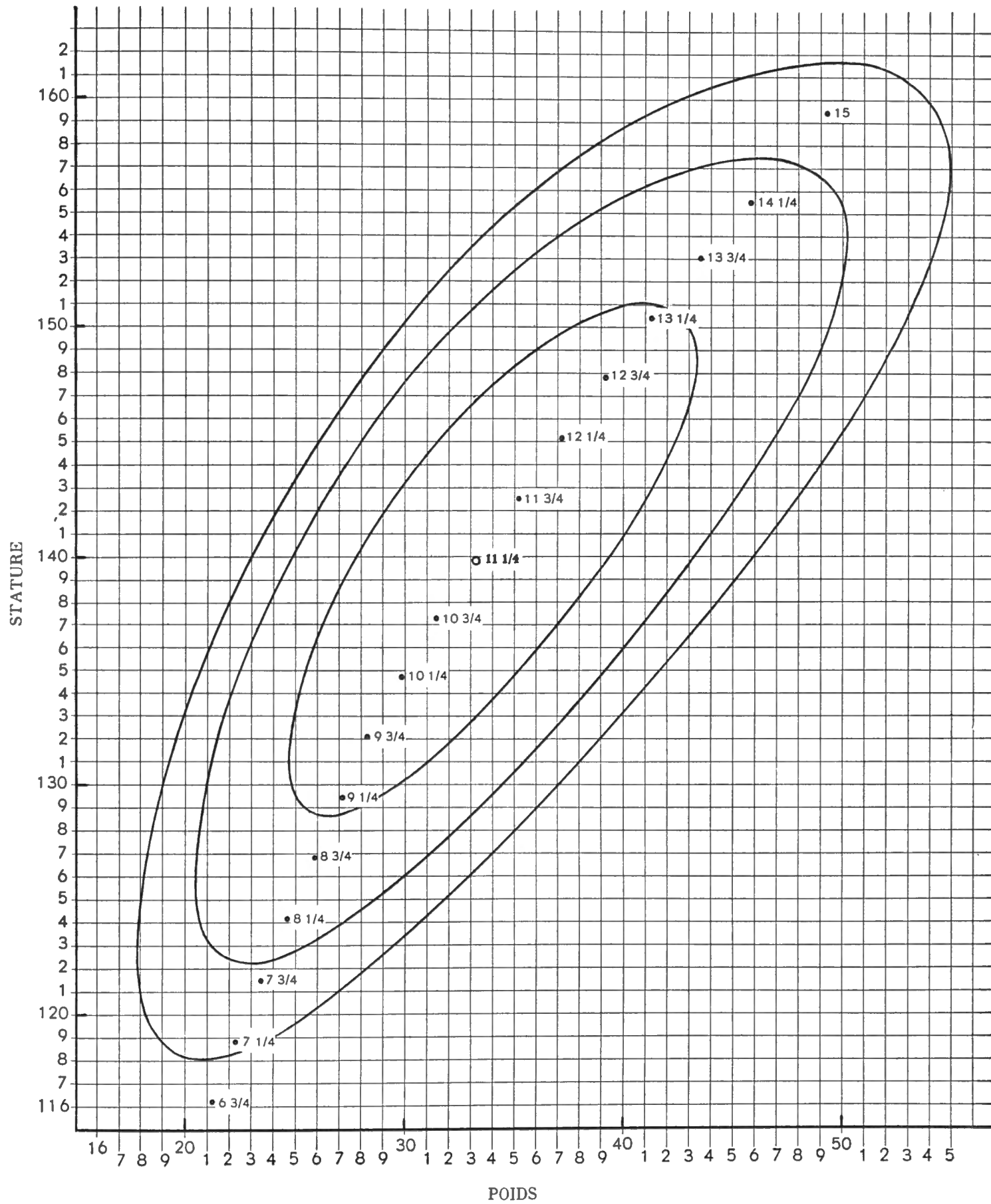


FIG. 6. — Distribution simultanée de *p* et *t*.

$11 \frac{1}{4}$

Écoles de la ville de Bruxelles

FILLES (de 11 à $11 \frac{1}{2}$ ans)



Les 3 courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des filles.

FIG. 7. — Distribution simultanée de p et t .

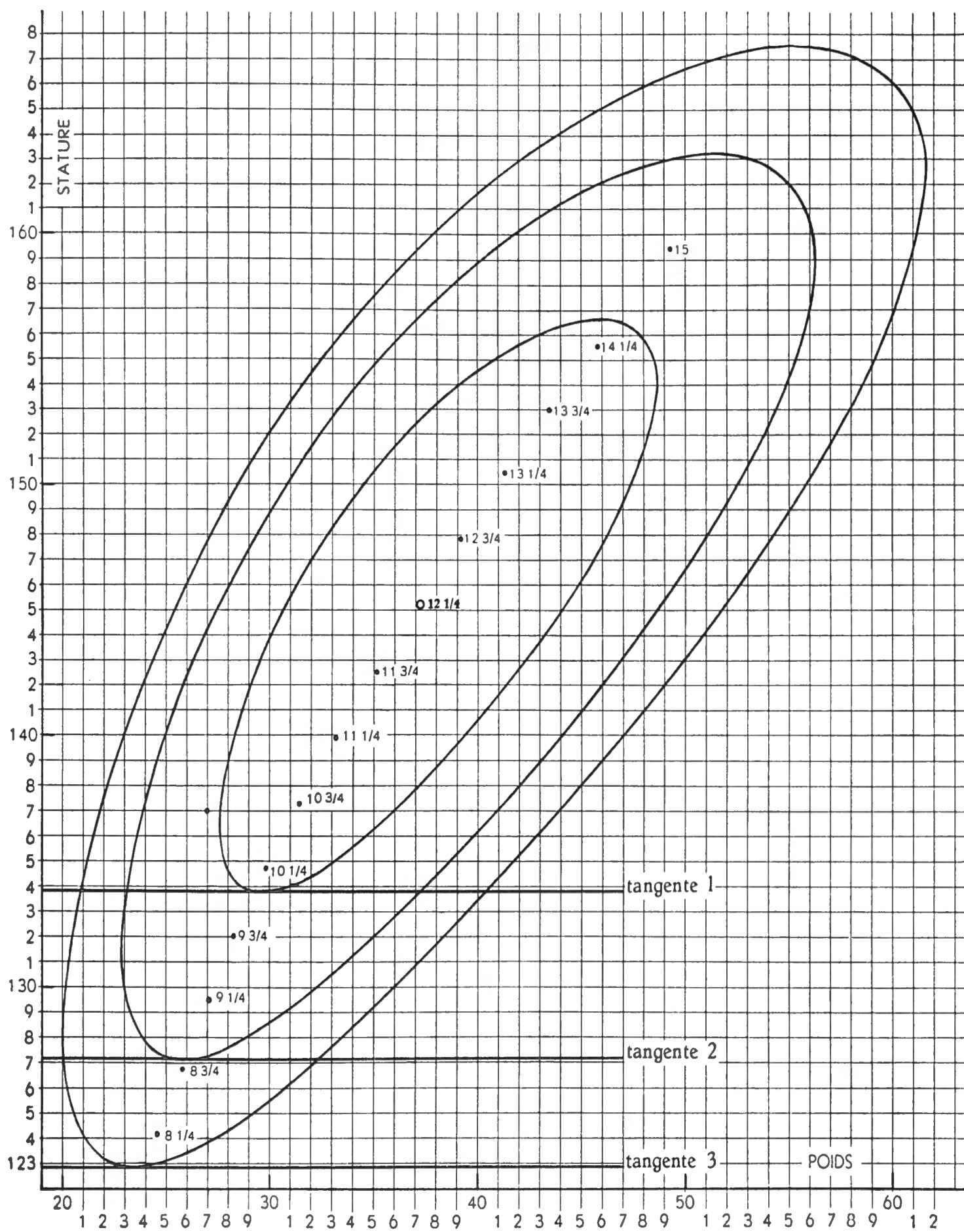


FIG. 8. — Distribution simultanée de p et t des filles de 12 à 12 1/2 ans. Les trois courbes renferment respectivement 70 %, 95 % et 99 % des filles du groupe. Sous les tangentes 1, 2 et 3 se trouvent respectivement 7 %, 2 %, et 0,2 % des filles du groupe.

Elles déterminent quatre zones, auxquelles nous avons jugé commode de donner les noms suivants :

1. La « zone normale », à l'intérieur de la plus petite courbe, avec 70% des fillettes.
2. La « zone paranormale », entre la courbe intérieure et la courbe intermédiaire, avec 25% des fillettes.
3. La « zone aberrante », entre la courbe intermédiaire et la courbe extérieure, contient les 4% représentés par des points franchement éloignés de la moyenne.
4. La « zone hautement aberrante » occupe toute la région extérieure à la plus grande courbe. Elle contient les cas rares (1%), très éloignés de la normale.

Remarque. — Il va sans dire que les noms des zones ont une signification uniquement biométrique. Ainsi, les fillettes de la première zone ne sont pas nécessairement « normales » du point de vue médical.

5. DESCRIPTION DES 4 GRAPHIQUES $\Sigma/p, t$.

Il y a deux graphiques pour les garçons, l'un de 5½ à 9½ ans (fig. 9) et l'autre de 9½ à 15½ ans (fig. 10), et deux graphiques pour les filles, le premier de 5½ à 10¼ ans (fig. 11); le second de 10¼ à 15½ ans (fig. 12) (*).

Sur ces graphiques, le Σ est utilisé pour comparer un sujet donné à un groupe d'enfants de même sexe, de même poids et de même taille que lui: si son Σ diffère de la moyenne des Σ de ce groupe d'une quantité positive ou négative donnée, nous dirons que sa musculature est bonne ou mauvaise; si son Σ est proche de la moyenne des Σ , sa musculature est normale.

Les explications qui suivent se rapportent au graphique des garçons de 9½ à 15½ ans (fig. 10). En haut, l'axe horizontal porte le poids en kg; à gauche, l'axe vertical indique la taille en cm.

- 1° Comment trouver la moyenne des Σ des garçons (de 9½ à 15½) ayant un poids et une taille donnés, par exemple 30 kg et 134 cm ?

(*) Dans la seconde partie sera exposé pourquoi les enfants ont été partagés en deux groupes. On y verra aussi comment on calcule le Σ moyen et sa dév. stand., pour p et t constants (p. 60).

Sur le graphique, on marque le point correspondant à 30 kg et 134 cm. Par ce point passe une oblique descendant vers la droite et portant à son extrémité le nombre 80 : la moyenne cherchée est de 80 cm.

De même, le graphique indique que la moyenne des Σ des garçons de 48 kg et 150 cm est de 99 cm et celle des garçons de 65 kg et 159 cm est de 114 cm.

2° Comment comparer le Σ d'un garçon à la moyenne des Σ de son groupe (mêmes poids et taille) ?

Soit G_1 : garçon; 10 ans; poids : 41,5 kg; taille : 140,8 cm; Σ : 89,5 cm. Le graphique donne 94,2 cm comme moyenne du Σ des garçons de 41,5 kg et 140,8 cm. Par conséquent, G_1 a une musculature trop faible; l'écart à la moyenne est

$$94,2 \text{ cm} - 89,5 \text{ cm} = 4,7 \text{ cm.}$$

3° Cette déficience de 4,7 cm est-elle significative ?

Reportons-nous aux indications inscrites sous le graphique. Nous y lisons que, dans un groupe de garçons de taille et poids donnés, il y a respectivement : 30%, 5%, 1% dont le Σ s'écarte de la moyenne de plus de 3,6 cm; 6,8 cm; 8,9 cm.

Nous pouvons donc, dans un tel groupe, distinguer quatre catégories :

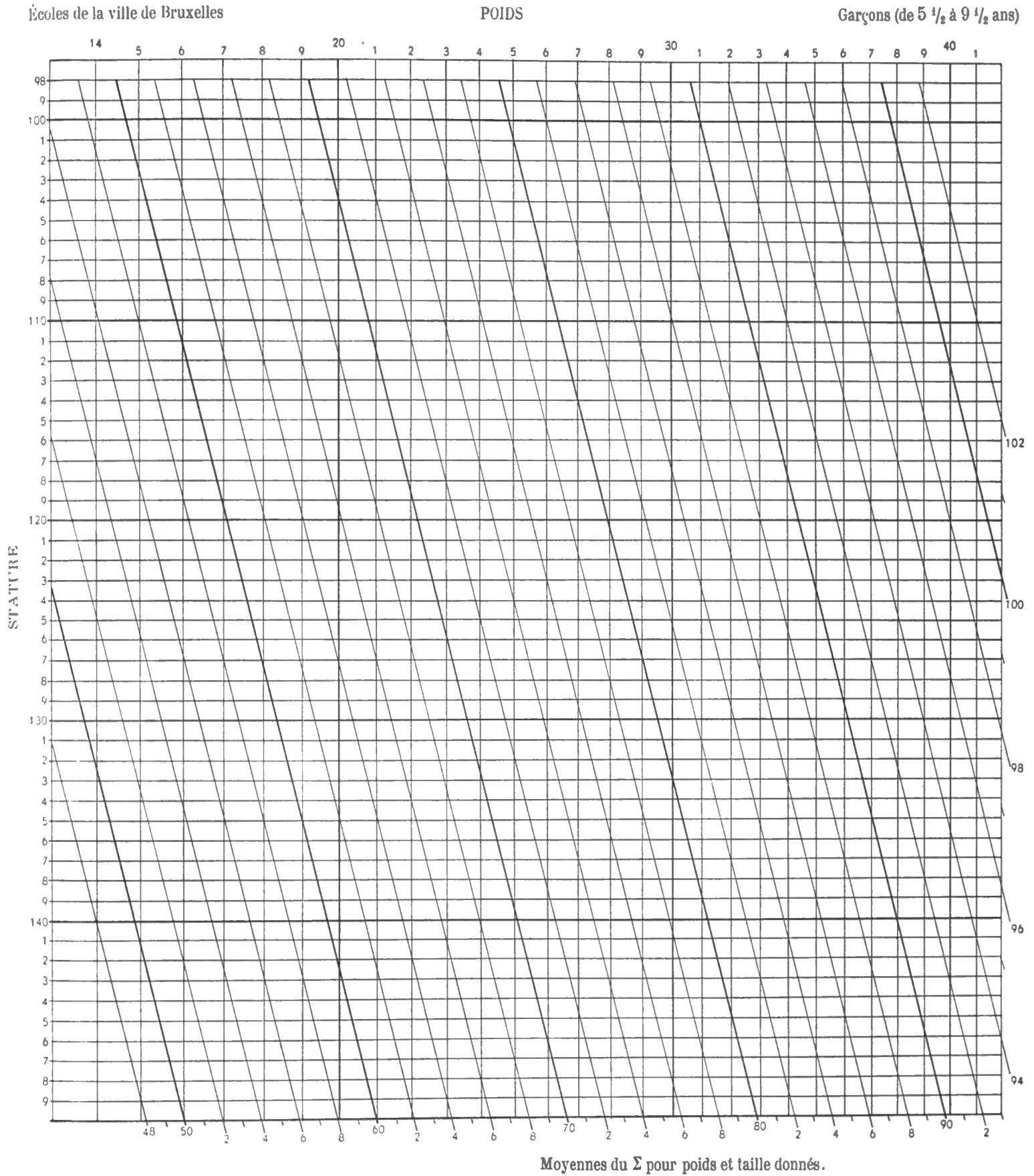
1. Zone normale : écart inférieur (en valeur absolue) à 3,6 cm; 70 % des sujets (35% avec des écarts positifs; 35% avec des écarts négatifs);
2. Zone paranormale : écart compris entre 3,6 cm et 6,8 cm; 25 % des sujets;
3. Zone aberrante : écart compris entre 6,8 et 8,9 cm; 4 % des sujets;
4. Zone hautement aberrante : écart supérieur à 8,9 cm; 1 % des sujets.

Revenons à notre exemple : l'écart de 4,7 cm situe l'enfant dans la zone paranormale, région négative; sa musculature est nettement déficiente.

4° Comment apprécier plus rapidement la signification de l'écart 4,7 cm ?

Sur l'axe horizontal inférieur, on marque le point correspondant à 94,2 cm (moyenne des Σ du groupe des garçons de 41,5 kg et de 140,8 cm) et le point correspondant à 89,5 cm (Σ de l'enfant). On compare la distance entre ces deux points avec les segments de droite dessinés en regard des nombres 3,6 cm; 6,8 cm; 8,9 cm.

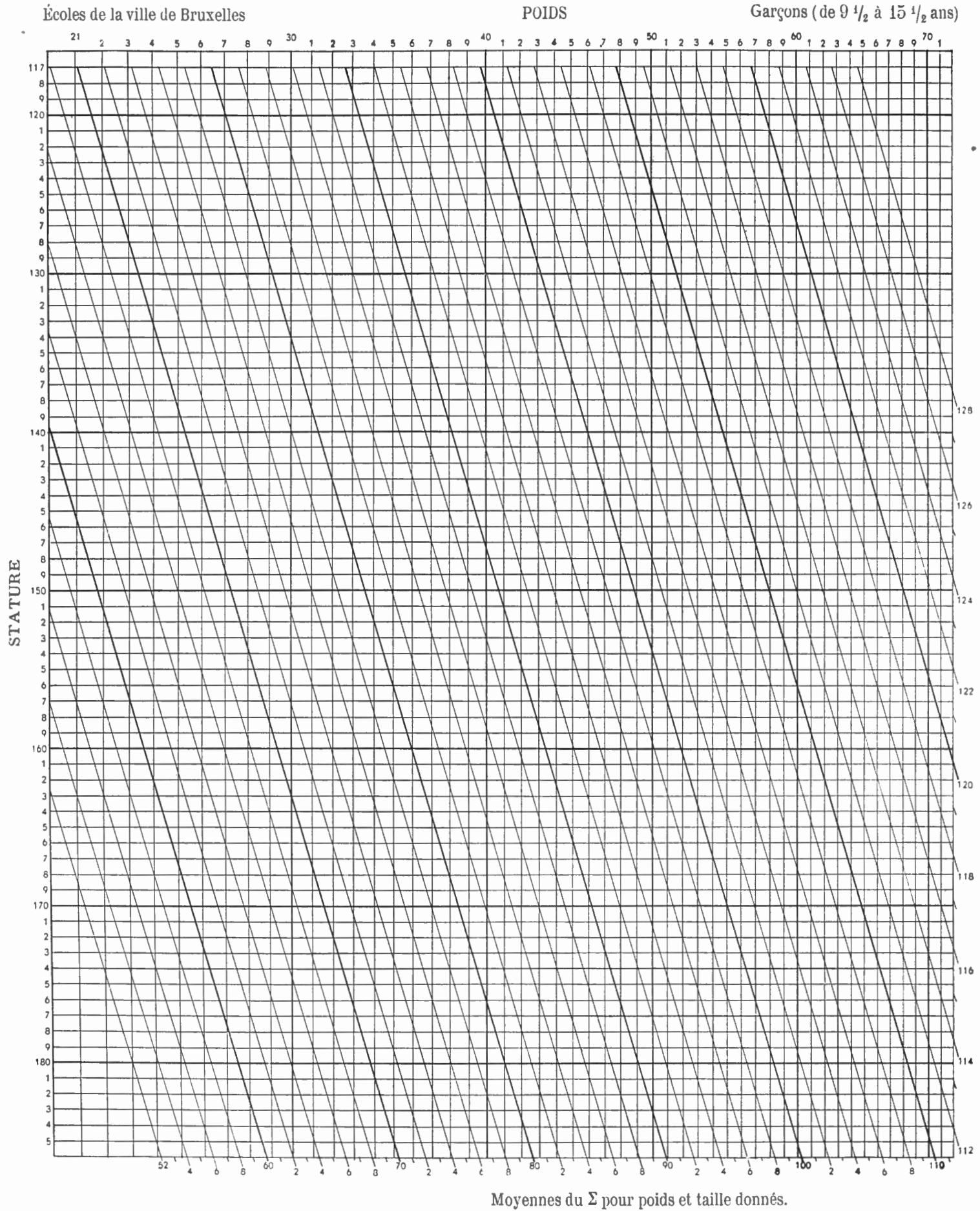
Ainsi, sans aucun calcul, on apprécie à vue que l'écart de l'enfant est compris entre 3,6 cm et 6,8 cm : il est donc dans la zone paranormale négative de son groupe.



Il y a, dans un groupe de garçons de même poids et de même taille, respectivement 30 %, 5 %, 1 % } dont le Σ s'écarte de plus de 2,6 cm; 4,9 cm; 6,5 cm, de la moyenne du Σ

FIG. 9. — Régression de Σ par rapport à p et t .

La droite oblique, terminée par 80, indique, par exemple, que 80 cm est la moyenne des Σ de tous les garçons de 5 1/2 à 9 1/2 ans placés sur cette droite par leurs poids et taille. L'un d'eux, ayant un Σ égal à $80 + x$, sera jugé bien ou mal musclé selon que x est positif ou négatif. Si $|x| < 2,6$, le garçon est dans la zone normale. Si $2,6 < |x| < 4,9$, il est dans la zone paranormale. Si $4,9 < |x| < 6,5$, il est dans la zone aberrante, et si $6,5 < |x|$, il est dans la zone très aberrante. Chaque zone se compose naturellement d'une région favorable et d'une région défavorable, selon que x est positif ou négatif.



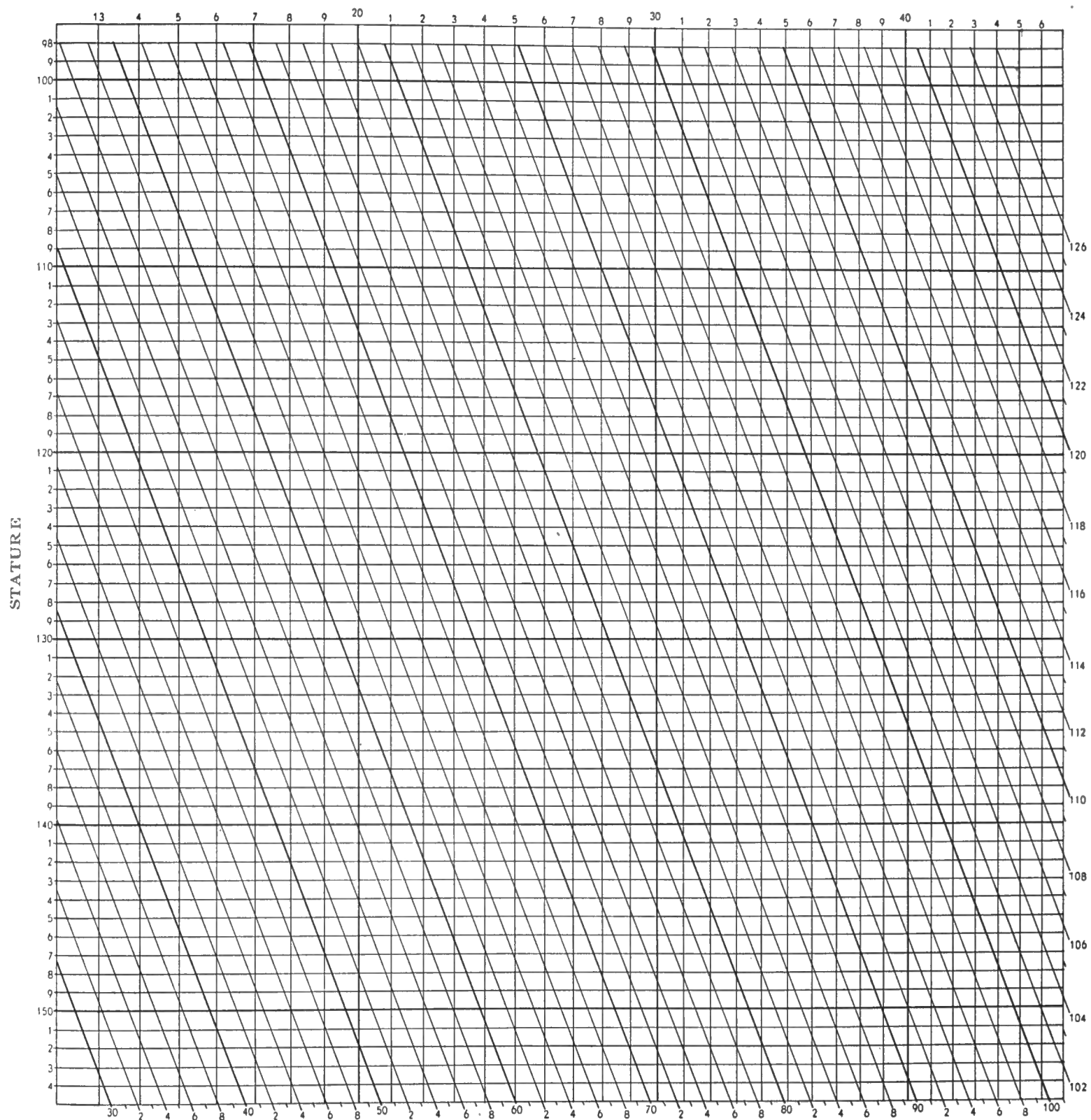
Il y a, dans un groupe de garçons de même poids et de même taille, respectivement 30%, 5%, 1% }
 dont le Σ s'écarte de plus de 3,6 cm; 6,8 cm; 8,9 cm, de la moyenne du Σ }
 3,6
 6,8
 8,9

FIG. 10. — Régression de Σ par rapport à p et t .

Écoles de la ville de Bruxelles

POIDS

FILLES (de 5 1/2 à 10 1/4 ans)



Moyennes du Σ pour poids et taille donnés.

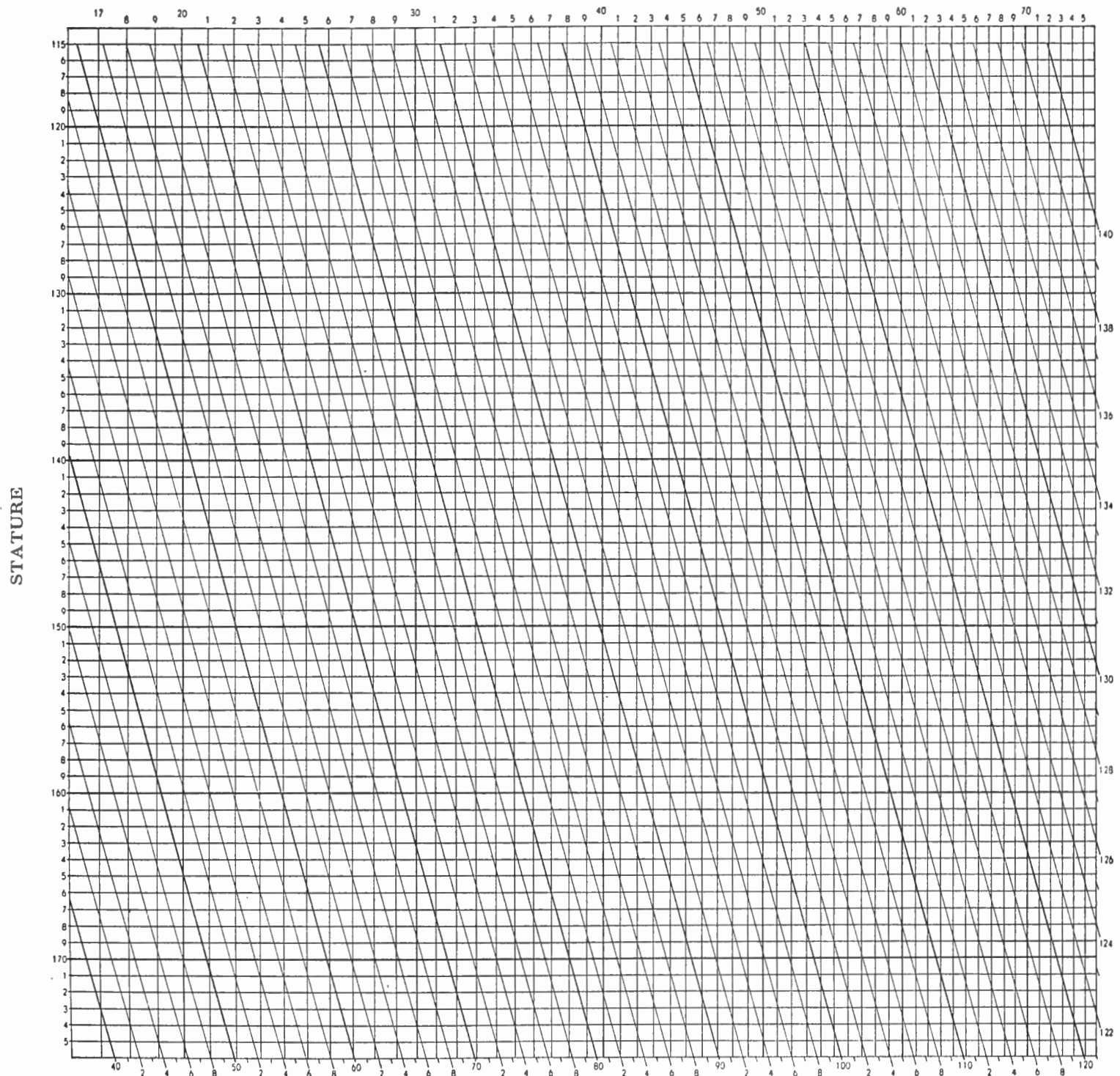
Il y a, dans un groupe de filles de même poids et de même taille, respectivement 30 %, 5 %, 1 % }
 dont le Σ s'écarte de plus de 2,7 cm ; 5,0 cm ; 6,6 cm, de la moyenne du Σ }
 2,7
 5,0
 6,6

FIG. 11. — Régression de Σ par rapport à p et t .

Écoles de la ville de Bruxelles

POIDS

FILLES (de 10 1/4 à 15 1/2 ans)



Moyennes du Σ pour poids et taille donnés.

Il y a, dans un groupe de filles de même poids et de même taille, respectivement 30 %, 5 %, 1 %
 dont le Σ s'écarte de plus de 3,9 cm; 7,4 cm; 9,7 cm, de la moyenne du Σ

3,9	—
7,4	—
9,7	—

FIG. 12. — Régression de Σ par rapport à p et t .

On peut aussi comparer la normalité de la musculature d'enfants d'âges, de poids et de tailles très différents, ainsi que la musculature d'un même enfant à des époques successives de sa vie. Ainsi, quels que soient le poids, la taille et l'âge d'un garçon entre $9\frac{1}{2}$ et $15\frac{1}{2}$ ans, un même écart entre son Σ déficient et le Σ moyen de son groupe a toujours la même signification. Si cet écart diminue, c'est que l'état de l'enfant s'est amélioré ⁽⁹⁾.

6. PRINCIPE DE LA MÉTHODE DE RECHERCHE DES ENFANTS DÉBILES.

De l'enquête de la Commission de Pro-Juventute, nous retiendrons deux résultats essentiels, de nature expérimentale :

1° la diminution de débilité s'accompagne essentiellement d'un accroissement de Σ ;

2° le critère de débilité de la Commission, basé sur t , Σ , p , donne un résultat qui concorde avec la moyenne de l'avis de 7 médecins.

D'autre part, de l'avis même des membres de la Commission, on peut améliorer la présentation des données pour atteindre plus de rigueur. Les profils biométriques qu'ils utilisent ne tiennent pas compte, en effet, des corrélations et des régressions qui lient les variables.

Ces points étant acquis, nous avons cherché une nouvelle disposition des données chiffrées en nous inspirant des raisonnements suivants :

A. — NOUS ADMETTONS D'ABORD, GROSSO-MODO, QU'UN ENFANT EST DÉBILE S'IL EST INSUFFISAMMENT MUSCLÉ ⁽¹⁰⁾.

Cette insuffisance musculaire sera indiquée par l'insuffisance du Σ .

Il faut donc chercher, pour chaque enfant, une norme à laquelle on puisse comparer son Σ .

Cette norme, nous l'avons vu page 19, est le Σ moyen de tous les enfants de même sexe, de même poids et de même taille que le sujet, quel que soit leur âge.

⁽⁹⁾ Cette propriété tient au fait que le σ de l'écart d'un Σ au Σ moyen de son groupe est le même, quels que soient la taille et le poids de ce groupe; voir p. 60.

⁽¹⁰⁾ Nous ne tenterons pas ici d'ajouter aux anciennes, une nouvelle définition — peu rigoureuse et prématurée — de la débilité. Cependant, déjà enrichi par les travaux de la Commission de Pro-Juventute, le concept de débilité continuera de se préciser dans la mesure où de nouvelles expériences viendront corriger et enrichir les notions actuelles. Peut-être sera-t-on un jour conduit à former des catégories bien distinctes et à séparer, par exemple, des « vrais débiles », les enfants simplement mal nourris.

Pourquoi rapportons-nous ainsi le Σ à la fois à p et t ? Ne suffit-il pas de prendre comme norme le Σ moyen des enfants de même âge, ou bien de même poids, ou encore de même taille ?

L'examen de corrélations totales et partielles entre t , Σ , p et l'âge va nous l'apprendre.

COEFFICIENTS DE CORRÉLATION POUR LES GARÇONS.			
Corrélations totales.			
$r_{at} = 0,88$ $r_{ap} = 0,80$	$r_{a\Sigma} = 0,75$ $r_{tp} = 0,91$	$r_{t\Sigma} = 0,82$ $r_{p\Sigma} = 0,93$	
Corrélations partielles			
Age constant	Taille constante	Poids constant	Σ constant
$r_{tp.a} = 0,73$ $r_{t\Sigma.a} = 0,51$ $r_{p\Sigma.a} = 0,84$	$r_{ap.t} = -0,02$ $r_{a\Sigma.t} = 0,09$ $r_{p\Sigma.t} = 0,79$	$r_{at.p} = 0,61$ $r_{a\Sigma.p} = -0,01$ $r_{t\Sigma.p} = -0,24$	$r_{at.\Sigma} = 0,71$ $r_{ap.\Sigma} = 0,44$ $r_{tp.\Sigma} = 0,73$
Age et t constants	Age et p constants	Age et Σ constants	t et p constants
$r_{p\Sigma.at} = 0,80$	$r_{t\Sigma.ap} = -0,29$	$r_{tp.a\Sigma} = 0,65$	$r_{a\Sigma.tp} = 0,17$
t et Σ constants		p et Σ constants	
$r_{ap.t\Sigma} = -0,14$		$r_{at.p\Sigma} = 0,62$	

1. Le Σ ne dépend pas directement de l'âge.

Le coefficient de corrélation de Σ avec l'âge est élevé (0,75), mais ceux de Σ avec l'âge pour les enfants de même taille (0,09) ou de même poids (-0,01) sont négligeables.

Cela montre que la somme des périmètres ne dépend de l'âge qu'indirectement. Mais le Σ dépend directement d'une part de la taille ($r_{t\Sigma} = 0,82$; $r_{t\Sigma.a} = 0,51$), d'autre part du poids ($r_{p\Sigma} = 0,93$; $r_{p\Sigma.a} = 0,84$), et c'est seulement par l'intermédiaire de t et p que Σ augmente avec l'âge.

2. Le Σ dépend à la fois de t et de p .

Il ne suffit pas de rapporter Σ à la taille seule. En effet, $r_{p\Sigma t} = 0,79$, c'est-à-dire qu'à taille égale, le Σ augmente avec le poids. Autrement dit, de deux enfants de même taille, le plus gros aura le Σ le plus élevé; mais il ne sera pas pour cela le plus musclé, le Σ augmentant avec les tissus adipeux aussi bien qu'avec le développement musculaire. C'est pourquoi, si l'on veut qu'un Σ supérieur à la norme corresponde vraiment à un enfant musclé, il faut que la norme dépende à la fois du poids et de la taille.

Remarquons qu'on ne peut pas non plus rapporter le Σ au poids seul. On a, en effet, $r_{\Sigma t p} = -0,24$, de sorte que, à poids égal, le Σ diminue quand la taille augmente; cela est naturel, car si le même poids se répartit sur une plus grande surface, le revêtement sera plus faible en chaque point. Ce coefficient partiel non négligeable prouve que le Σ est fonction de la taille, et pas seulement du poids.

3. Le Σ moyen se calcule donc à la fois en fonction de la taille et du poids, mais pas en fonction de l'âge.

Les trois coefficients de corrélation partielle :

$$r_{a\Sigma \cdot t} = 0,09, \quad r_{a\Sigma \cdot p} = -0,01, \quad r_{a\Sigma \cdot tp} = 0,17,$$

sont en effet pratiquement négligeables. Le partage des enfants en deux groupes, de $5 \frac{1}{2}$ à $9 \frac{1}{2}$ et de $9 \frac{1}{2}$ à $15 \frac{1}{2}$ ans pour les garçons; de $5 \frac{1}{2}$ à $10 \frac{1}{4}$ et de $10 \frac{1}{4}$ à $15 \frac{1}{2}$ ans pour les filles, diminuera encore le léger lien qui existe entre a et Σ pour p et t constants.

Les graphiques $\Sigma/p, t$ (fig. 9, 10, 11, 12) indiquent quels enfants ont un Σ significativement inférieur à la moyenne et permettent ainsi de retenir les enfants qui sont insuffisamment musclés.

Cette insuffisance coïncide généralement avec la débilité.

B. — NOUS ALLONS PARFAIRE CE DIAGNOSTIC GRÂCE AUX GRAPHIQUES DE CROISSANCE POIDS-TAILLE.

Il faut, en effet, ajouter aux débiles déjà repérés sur les graphiques $\Sigma/p, t$, certains enfants, comme, par exemple, ceux qui sont trop maigres malgré un Σ suffisant, et en excepter d'autres, comme des gros, mal musclés, qui ne sont pas à proprement parler des débiles.

Pour repérer ces enfants, on utilise la distribution simultanée de p et de t , figurée sur les graphiques de croissance (fig. 1 à 8). Grâce au traitement symétrique de p et t , on tire de ces graphiques tous les renseignements relatifs aux deux variables.

Des tables comme celles qui indiquent la régression de p par rapport à t sont pratiques pour évaluer une déficience de poids, mais elles sont loin d'être complètes et ne montrent pas, par exemple, quels enfants sont trop petits pour leur âge ⁽¹¹⁾.

La représentation symétrique des variables, que nous avons préférée, parce qu'elle nous paraissait plus complète, ne doit cependant pas nous faire oublier la dissymétrie qui existe entre p et t .

Le poids dépend plus de la taille que de l'âge ($r_{ap,t} = -0,02$; $r_{ap} = 0,80$; $r_{tp} = 0,92$; $r_{tp,a} = 0,73$); on voit même qu'à taille égale, les garçons plus âgés ne sont pas plus lourds.

La taille, au contraire, dépend essentiellement de l'âge (et non pas du poids naturellement) : $r_{at,p} = 0,61$.

D'autre part, la taille est un caractère mésostable, peu sujet à de brusques variations dues au milieu et il se stabilise à l'âge adulte. Il est fixé par l'hérédité ⁽¹²⁾ et par certains facteurs extérieurs, mal connus. C'est un terme de comparaison objectif ⁽¹³⁾ pour le poids, qui est, lui, très variable sous l'action du milieu et de la nutrition.

Pour juger si le poids est suffisant, il faut donc le rapporter à la taille, mais cela ne suffit pas pour constituer un critère de débilité. En effet, le poids dépend à la fois du type de structure anatomique, notamment de l'ossature, fixée grosso modo par l'hérédité, et des tissus de revêtement, ceux-ci fort variables sous l'action du milieu. Par suite, si l'on constate chez un enfant une déficience de poids (par rapport à sa taille), cette insuffisance peut provenir de la minceur des tissus de revêtement, mais, du moins si elle reste dans certaines limites, elle pourrait uniquement résulter d'une ossature légère.

Pour éviter une telle incertitude, on pourrait songer à rapporter le poids non pas à la taille seulement, mais à toute une série de caractères mésostables déterminant complètement le type anatomique : taille, longueur des jambes, largeur du bassin et des épaules, etc. On établirait des tables de régression multiple donnant le poids normal pour chaque type; alors une déficience de poids indiquerait l'insuffisance des tissus de revêtement.

Cependant, même alors, avant de conclure à la débilité du sujet, il faudrait examiner le Σ , pour établir si la pauvreté des tissus de revêtement est due à la déficience des muscles ou au manque de tissus adipeux.

⁽¹¹⁾ Les meilleures tables de ce genre sont celles de WETZEL, N.C. (1941).

⁽¹²⁾ Le coefficient de corrélation de 0,5 trouvé sur le matériel de F. GALTON (1886, p. 248) entre les tailles des parents et des enfants est la preuve suffisante d'un lien héréditaire, même si l'on fait la part de l'influence du milieu.

⁽¹³⁾ TWIESELMANN, F. (1945, p. 18).

Pour éviter de multiplier ainsi les mensurations et les tables, c'est directement sur le Σ que nous avons basé notre diagnostic de débilité, les tables p/t /âge servant seulement à le corriger et à le compléter.

Chaque graphique p/t indique, pour un âge donné :

1. si le poids est suffisant pour la taille;
2. si la taille est suffisante pour l'âge;
3. si la « combinaison » poids-taille de l'enfant est acceptable.

1. Comment voir si, à un âge donné, le poids est suffisant pour la taille ?

La ligne de régression de p par rapport à t ne figure pas sur nos graphiques; mais elle est remplacée par la courbe des points moyens p, t pour chaque âge.

Cette courbe de croissance moyenne est en réalité très proche de la ligne de régression p/t et sert, en pratique, à indiquer quelle valeur du poids correspond à une taille donnée. Si l'enfant est à gauche de cette ligne, il est maigre; s'il est à droite, il est gros. Cette déficience (ou cet excès) de p devient inquiétante si l'enfant quitte la zone normale. Cependant, les enfants dont la croissance est retardée ou accélérée doivent être placés sur le graphique de leur âge apparent pour que l'on puisse juger si leur déficience (ou leur excès) de poids est ou non significative.

Ainsi, un enfant, à gauche des points moyens, n'appartenant à la zone normale ni de son âge, ni de son âge apparent, a un poids significativement trop faible (fig. 13, ♀ 12 $\frac{1}{4}$). Dans la 2^e partie de notre travail nous indiquons de façon précise comment on peut déterminer l'âge apparent (p. 56). En première approximation, c'est l'âge du groupe dont la taille moyenne est le plus proche de la taille de l'enfant.

2. Comment voir si la taille est suffisante pour l'âge ?

Sur nos graphiques, le retard de croissance est indiqué par l'écart entre la taille de l'enfant et la taille moyenne de son âge; les tangentes horizontales, parallèles à l'axe des poids, que l'on peut mener aux trois courbes, font des coupures dans la distribution des tailles (fig. 8, ♀ 12 $\frac{1}{4}$).

Il y a respectivement 7 %, 2 % et 0,2 % des filles de 12 $\frac{1}{4}$ ans dont la taille est inférieure à celle indiquée par le niveau des parallèles 1, 2, 3. Un enfant placé sous la 2^e ou la 3^e parallèle présente certainement un trouble organique, de même que la majorité de ceux qui se trouvent entre les tangentes 1 et 2.

Cependant, l'interprétation du retard de croissance de ces derniers doit se faire avec prudence, parce qu'il arrive exceptionnellement qu'un tel enfant a une taille faible pour des raisons d'ordre biologique et non médical.

Ainsi, son génotype peut être celui d'une petite stature. D'autres fois, sans être débile, l'enfant est petit parce que son âge biologique est inférieur à son âge réel; les poussées de croissance individuelle se placent, en effet, à des âges différents, mais une croissance retardée n'est pas nécessairement défavorable ⁽¹⁴⁾.

C'est l'examen de la taille des parents et de l'allure de la croissance chez les frères et les sœurs qui indique éventuellement si l'enfant se conforme à la norme familiale.

3. Comment voir si la combinaison poids-taille de l'enfant est acceptable ?

Une fillette de $12 \frac{1}{4}$ ans, pesant 27 kg et mesurant 137 cm (fig. 8), est rejetée dans la zone paranormale de son âge. Cette fillette n'appartient cependant pas à la catégorie des enfants trop petits ou trop maigres ⁽¹⁵⁾. C'est la déficience conjuguée du poids et de la taille qui est anormale.

Ainsi, grâce au traitement symétrique de p et t dans les graphiques, on repère une nouvelle catégorie d'enfants débiles : ceux qui, sans être ni tout à fait trop maigres, ni tout à fait trop petits, appartiennent cependant à la zone paranormale de leur âge à cause de l'insuffisance combinée de p et de t .

En résumé, pour sélectionner les enfants débiles, nous utilisons :

A) les graphiques $\Sigma/p, t$ qui désignent les enfants insuffisamment musclés (fig. 9, 10, 11, 12);

B) les graphiques p/t qui indiquent :

1. Ceux qui sont à gauche des points moyens, en dehors de toute zone normale : ils sont trop légers pour leur taille (fig. 13, zone A).

2. Ceux qui sont sous la tangente 1 : ils sont trop petits pour leur âge (fig. 13, zone B).

3. Ceux qui, avec p et t inférieurs à la moyenne, échappent aux catégories précédentes, mais sont cependant hors de la zone normale de leur âge : ils ont une insuffisance conjuguée de p et de t (fig. 13, zone C).

⁽¹⁴⁾ Les données individuelles sont rares et les époques des poussées de croissance et leur signification sont loin d'être connues avec précision.

⁽¹⁵⁾ La fillette est en effet dans la zone normale de son âge apparent qui est $10 \frac{1}{4}$ (voir p. 56, calcul de l'âge apparent).

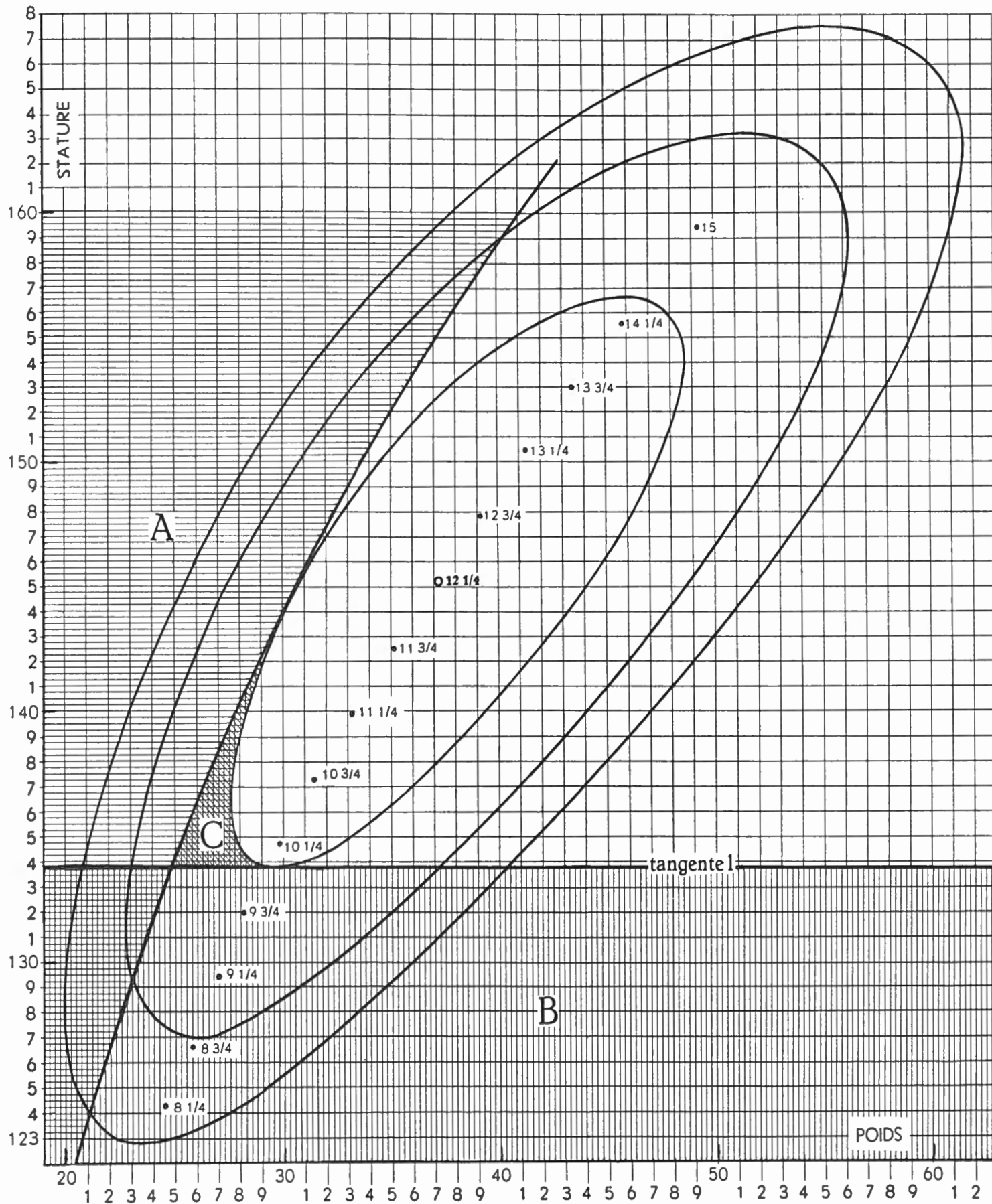


FIG. 13. — Filles de 12 1/4 ans.

- A. Région dont les filles sont en dehors de toute zone normale; elles sont trop légères pour leur taille.
- B. Région dont les filles sont trop petites pour leur âge.
- C. Région dont les filles échappent aux catégories précédentes, mais qui ont une insuffisance conjuguée de p et t parce qu'elles sont hors de la zone normale de leur âge.

7. APPLICATION DU NOUVEAU CRITÈRE DE DÉBILITÉ À 22 FILLETES.

Comme nous l'avons rappelé page 6, la Commission de Pro-Juventute a fait l'essai de son critère de débilité sur 22 fillettes de 12 à 13 ans, hébergées dans l'un des homes de Pro-Juventute. On trouvera dans le mémoire de A. GOVAERTS, etc. ⁽¹⁶⁾, une analyse détaillée de ces enfants. Nous reprenons ici leurs mensurations pour y appliquer notre propre critère : le lecteur verra ainsi un exemple concret d'utilisation de nos graphiques et pourra comparer nos résultats avec ceux de la Commission.

N ^o ⁽¹⁷⁾	<i>p</i>	<i>t</i>	Σ réel	Σ réel — Σ théorique ⁽¹⁸⁾
1	27,5	131,3	76,4	— 1,2
2	31,0	142,4	76,6	— 2,9
3	34,8	141,3	80,8	— 5,2
4	28,6	133,3	76,6	— 2,2
5	30,4	146,2	72,5	— 3,5
6	34,6	143,4	85,3	+ 0,6
7	33,5	143,6	82,0	— 1,0
8	30,2	140,7	77,5	— 1,2
9	31,9	141,5	79,8	— 1,4
10	41,6	156,9	86,4	— 3,6
11	38,0	142,5	90,9	+ 0,7
13	46,5	154,5	96,2	— 1,0
15	33,6	144,5	81,6	— 1,1
16	34,9	148,2	79,7	— 4,0
17	36,6	150,5	77,8	— 7,4
18	35,9	148,1	81,6	— 3,4
19	24,3	132,1	72,5	+ 1,5
20	26,4	132,4	72,0	— 3,0
21	30,7	143,5	75,4	—13,0
23	30,2	139,3	77,0	— 2,2
24	28,8	143,4	73,7	— 1,5
25	31,6	138,3	78,8	— 3,2

1° Les fillettes 3, 16, 17, 21 ont un Σ insuffisant et 5, 10, 18 un Σ presque insuffisant. Ces enfants sont donc mal musclés. Les limites indiquées sur le graphique Σ/*p*, *t* (fig. 12) (10 ¼ à 15 ½ ans) sont 3,9 cm; 7,4 cm; 9,7 cm.

Il en résulte que :

21 est dans la zone très aberrante (l'écart 13,0 cm > 9,7 cm);

⁽¹⁶⁾ GOVAERTS, A., etc. (1945, pp. 27 et suiv.).

⁽¹⁷⁾ Les numéros d'ordre des fillettes correspondent à ceux du tableau IV, p. 46, du mémoire de A. GOVAERTS.

⁽¹⁸⁾ Le Σ théorique est donné par notre graphique Σ/*p*, *t* relatif aux fillettes de 10 ¼ à 15 ½ (fig. 12).

17 est à la limite de la zone aberrante (écart de 7,4 cm);
 3 et 16 sont dans la zone paranormale (écarts de 5,2 cm et 4,0 cm > 3,9 cm);
 5, 10 et 18 sont dans la zone normale mais proches de la zone paranormale (les écarts de 3,5 cm, 3,6 cm et 3,4 cm sont proches de 3,9 cm).

2° Plaçons les 22 fillettes sur le graphique p/t de $12 \frac{1}{4}$ (fig. 14). Cela permet la sélection suivante :

5, 19 et 24 sont hors toute zone normale; ces fillettes ont un poids significativement trop faible pour leur taille.

1, 4, 19 et 20 sont sous la tangente 1; elles sont trop petites pour leur âge.

Nous n'essaierons pas de classer ces enfants dans un ordre de débilité croissante; la notion de débilité est encore trop mal définie et trop complexe pour que ce classement corresponde à une réalité concrète.

Mais les renseignements tirés de nos graphiques nous permettent cependant de faire un tri dans le petit groupe que nous examinons.

Si nous devons désigner les enfants qui requièrent un séjour en colonie, nous indiquerions sûrement 5, 16, 17, 19, 21, 24. C'est le groupe des mal musclées, dont la fillette 3 est ôtée à cause de son développement poids/taille normal, et auquel on a ajouté les fillettes 5, 19 et 24, à cause de leur poids insuffisant.

Une deuxième sélection, moins sévère, permettrait d'ajouter les fillettes 1, 4 et 20, à cause de leur retard de croissance, et la fillette n° 10, assez maigre et peu musclée, qui semble mal préparée à supporter la croissance accélérée qui lui donne $14 \frac{1}{4}$ ans comme âge apparent (voir p. 56).

Nous ajouterions encore la fillette n° 18, peu musclée et un peu maigre, et finalement le n° 3, à cause de son Σ très insuffisant.

8. UTILISATION DES GRAPHIQUES DANS D'AUTRES QUESTIONS QUE LE DÉPISTAGE DES ENFANTS DÉBILES.

La présentation des graphiques poids/taille est indépendante de la méthode de dépistage des enfants débiles que nous venons de proposer et peut donc servir dans toutes les questions qui concernent la croissance du poids et de la taille; en effet, les graphiques indiquent non seulement la croissance séparée du poids et de la taille, mais aussi leur croissance conjuguée.

Voici, ci-après, quelques exemples d'utilisation des graphiques.

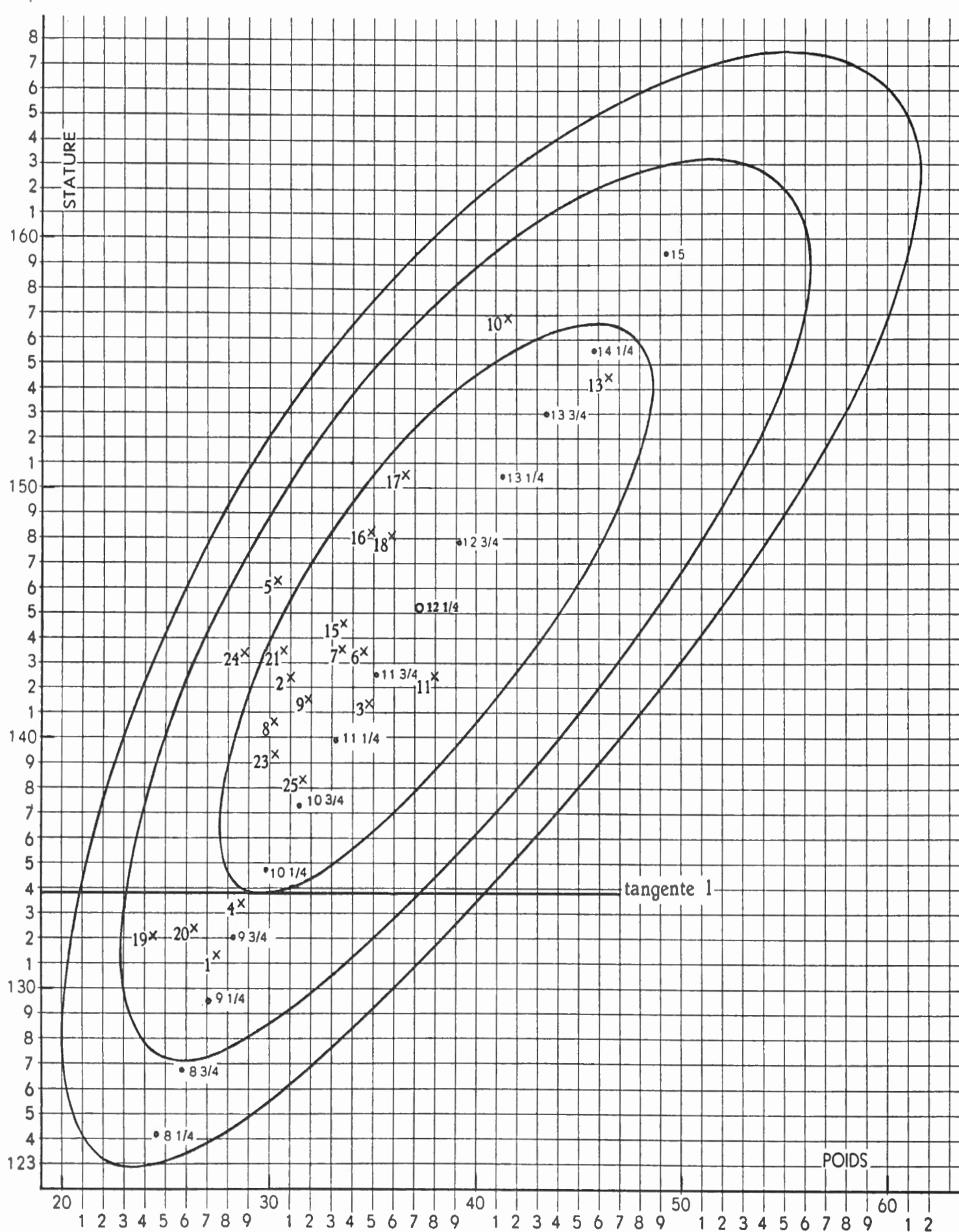


FIG. 14. — Distribution simultanée de p et t pour les filles des écoles de Bruxelles de $12 \frac{1}{4}$ ans (même figure que n° 8).
Les croix figurent les 22 fillettes examinées par la Commission d'enquête de Pro-Juventute.

1. COMPARAISON DES GARÇONS ET DES FILLES.

En superposant les points moyens des deux sexes, on obtient la figure 15, qui donne lieu aux remarques suivantes :

A partir de $10 \frac{1}{4}$ ans, les filles sont un peu plus grandes et plus grosses que les garçons. Vers $12 \frac{1}{4}$ ans, la différence de la taille correspond à une demi-année. Ce n'est qu'après 15 ans que la taille des garçons rattrape et dépasse celle des filles. A $14 \frac{1}{4}$ ans la différence de poids atteint presque 3 kg.

En comparant de même les aires de dispersion, on voit qu'elles sont plus grandes chez les filles.

2. CROISSANCE RETARDÉE OU ACCÉLÉRÉE.

Comparons les figures 1 et 4 des garçons de $8 \frac{3}{4}$ et $12 \frac{1}{4}$ ans. On constate qu'à $12 \frac{1}{4}$ ans, un retard de croissance de $2 \frac{1}{2}$ années n'écarte pas un enfant de la zone normale, tandis qu'à $8 \frac{3}{4}$ ans un retard équivalent le situerait dans la zone aberrante.

La croissance moyenne est en effet très régulière, tandis que les déviations standard du poids et de la taille (voir tableaux I et II, p. 54) augmentent considérablement vers 10 ans, ce qui est le signe d'une croissance individuelle irrégulière.

Cette remarque montre qu'il est nécessaire de considérer, en même temps que la croissance moyenne, la variabilité croissante du groupe. Faute de cette précaution, on a publié des tables de croissance fort simples, mais, hélas, incomplètes.

3. RECHERCHE DES ENFANTS TROP GROS POUR LEUR TAILLE.

En situant un enfant sur le graphique de son âge, puis de son âge apparent, on voit si son excès de poids le situe hors de la zone normale. Dans ce cas, il faut le soigner pour lui faire acquérir un poids plus normal. Bien entendu, la connaissance du Σ de l'enfant ajoute une indication précieuse, l'excès de poids étant d'autant moins inquiétant que son Σ dépasse plus son Σ théorique.

4. ÉTUDE D'UN GROUPE NOMBREUX DANS DES QUESTIONS D'HYGIÈNE ET DE NUTRITION.

Sans aide médicale, avec les trois mensurations p , t , Σ , une infirmière avertie peut comparer globalement tout groupe donné au groupe du même âge des enfants des écoles de Bruxelles, comparer les moyennes, le pourcentage des débiles, des enfants trop gros, etc.

De telles données globales peuvent éclairer le médecin hygiéniste et nutritionniste sur l'opportunité des perfectionnements à apporter au régime de certains groupes, défavorisés soit par le quartier qu'ils habitent, soit par les locaux scolaires, soit par le régime alimentaire.

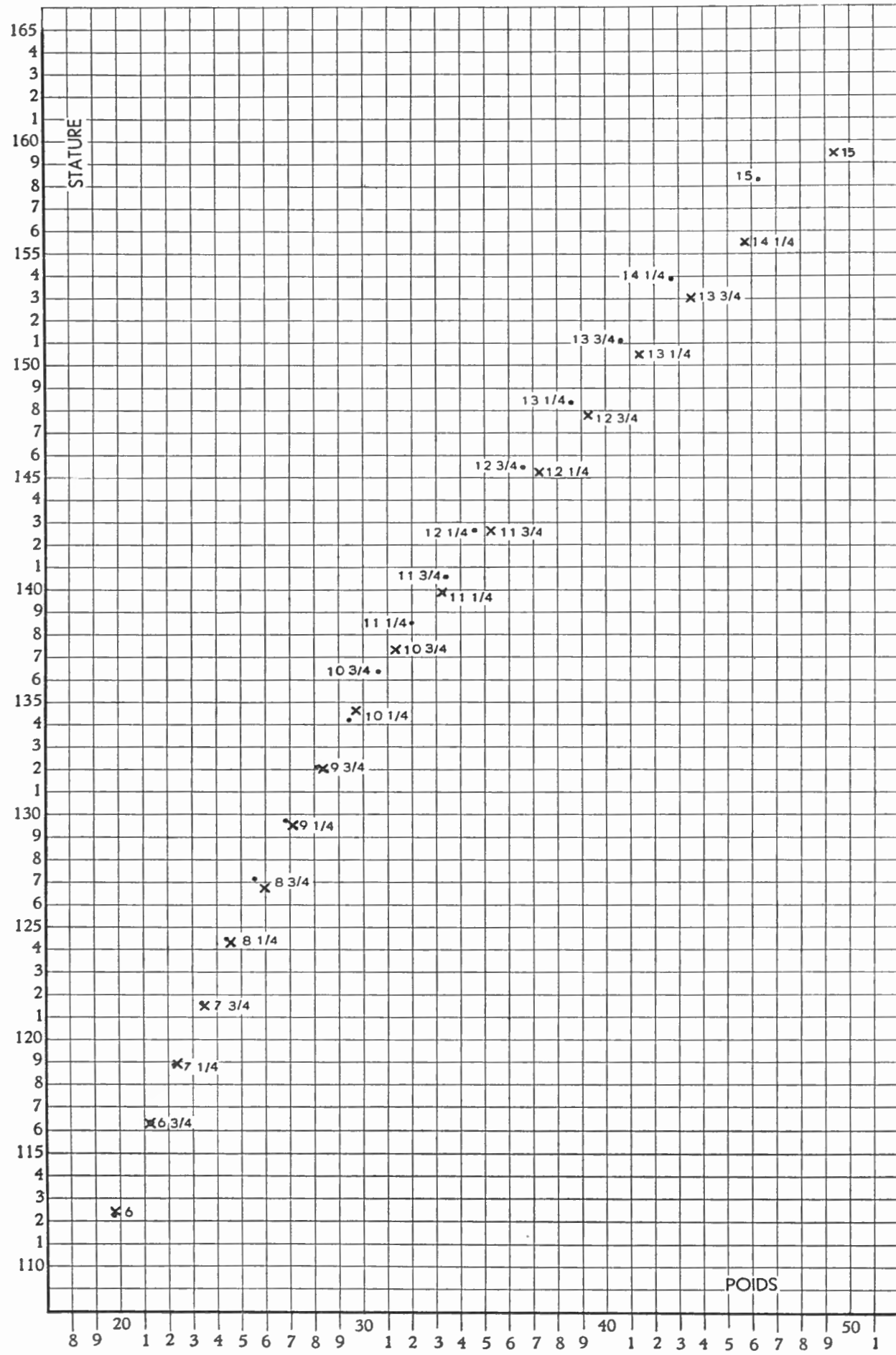


FIG. 15.

Croissance moyenne des poids et des tailles pour les écoles de la Ville de Bruxelles.

• = garçons; x = filles.

L'amélioration de l'état des enfants, due, par exemple, à un meilleur régime alimentaire, peut ainsi être testée, de façon objective : 1° en comparant le pourcentage des débiles du groupe avant et après l'expérience; 2° en comparant le nombre de débiles à celui d'un groupe témoin de même âge. De telles comparaisons se font aisément à l'aide du test de χ^2 .

5. PROGRÈS DU DÉVELOPPEMENT MUSCULAIRE CHEZ UN GROUPE SPORTIF.

Aussi bien qu'à la recherche des débiles, les graphiques $\Sigma/p, t$ servent à indiquer les progrès du développement musculaire chez un enfant au cours de sa croissance. Plus l'écart positif entre son Σ et le Σ moyen de son groupe (même poids et taille) augmente, mieux il se développe.

De même l'examen d'un groupe peut se faire de la façon suivante :

Pour chaque sujet d'un groupe d'enfants d'âges divers, mais appartenant tous au même graphique $\Sigma/p, t$, on mesure l'écart, négatif, nul ou positif entre son Σ et son Σ théorique.

Suivant que la moyenne arithmétique de tous ces écarts est inférieure, égale ou supérieure à zéro, la musculature du groupe est inférieure, égale ou supérieure à celle de nos enfants.

DEUXIÈME PARTIE

1. LA NOTION DE NORMALITÉ.

Avant d'établir des normes de croissance, il ne nous semble pas inutile d'examiner la notion de normalité.

1. SIGNIFICATION DU TERME NORMAL.

En biométrie, ce terme doit être précisé par les considérations suivantes :

1° Normal n'a qu'un sens relatif : un homme n'est normal (ou anormal) que par rapport au groupe dans lequel on le considère. Ce groupe peut se restreindre à une population ou s'étendre à l'humanité entière. Ainsi, une taille de 1,40 m est normale pour un Pygmée, mais anormale pour un Blanc. Au contraire, une taille de 2,40 m est anormale chez tous les peuples.

2° La séparation entre le normal et l'anormal est nettement tranchée pour un caractère discontinu comme le nombre de doigts; mais pour les caractères continus la transition entre le normal et l'anormal est insensible.

Cependant, grâce à la distribution des caractères continus, s'introduit la notion objective de fréquence qui permet de chiffrer le degré de rareté d'un sujet.

2. CHOIX DE NORMES.

Pour la commodité du langage, il est parfois avantageux de délimiter plusieurs groupes de rareté croissante, mais dont les limites sont et ne peuvent être que purement conventionnelles ⁽¹⁹⁾. Ainsi, dans les distributions p/t de nos enfants ou dans celles de leur Σ , nous avons défini des zones normales, paranormales, aberrantes et très aberrantes (pp. 19 et 20). Ce sont des considérations d'ordre pratique qui nous ont guidée dans le choix des seuils de signification. Les niveaux de 95 % et de 99 % ont été pris parce qu'ils sont usuels dans les tests

⁽¹⁹⁾ JOHANSEN, W. (1926, p. 643) : « Das Wort » Normal « ist aber ein gefährliches, meistens unberechtigtes Wort in der Sprache der Naturforschung; es enthält eine Wertung, die nur zu Leicht subjektiv wird ».

NEUVILLE, H. (1936, p. 758-4) : « C'est sur une base de pure convention que les tailles sont considérées comme normales ».

biométriques, tandis que la zone normale a été limitée à 70 % des sujets, à la suggestion de F. TWIESELDMANN, qui estime à 30 % le nombre des enfants requérant un examen médical approfondi.

3. L'ANORMAL BIOMÉTRIQUE ET L'ANORMAL MÉDICAL.

Si le biométricien appelle anormal l'enfant qui présente un écart à la moyenne peu fréquent, le médecin réserve plutôt ce terme pour les sujets dont l'écart excessif de la taille est dû à quelque tare : nanisme lié à la microcéphalie ou au rachitisme, etc. Mais entre l'enfant manifestement taré et l'enfant de taille aberrante mais parfaitement constitué, s'étend toute la gamme de ceux dont la stature aberrante est due à des troubles plus ou moins graves sur lesquels le médecin peut agir (mauvaise nutrition, fonctionnement glandulaire déficient). Les normes biométriques servent de point de départ objectif au dépistage de tels enfants, dans lesquels le fonctionnement organique général n'a pas été troublé de façon pathologique, mais dont l'aberration physique peut cependant être l'indice de quelque dérèglement interne.

4. NORMES BIOMÉTRIQUES DANS LES TRAVAUX EXISTANTS.

Nous n'avons pas trouvé d'allusions aux questions de normes biométriques dans les publications récentes françaises ou anglo-saxonnes. Un petit livre de H. GÜNTHER ⁽²⁰⁾ présente un aperçu historique et critique. Mais les normes n'y sont définies que pour chaque variable prise séparément, et uniquement pour les variables gaussiennes.

5. NORMES DANS LES DISTRIBUTIONS SYMÉTRIQUES UNIMODALES.

Dans le cas d'une distribution symétrique unimodale, il est naturel de limiter les normes par les points

$$m \pm \nu\sigma,$$

où m est la moyenne, σ la déviation standard et ν un coefficient positif qui dépend du pourcentage de sujets que l'on désire grouper dans chaque zone.

Il nous semble commode et suggestif d'appeler d'égale normalité deux points tels que $m \pm \nu\sigma$ (le degré de normalité étant mesuré par ν). Ces points jouissent, dans les distributions symétriques, de deux propriétés :

1° ils ont une même fréquence;

2° entre $-\infty$ et $m - \nu\sigma$ et entre $m + \nu\sigma$ et $+\infty$, il y a le même nombre de sujets (fig. 16).

⁽²⁰⁾ GÜNTHER, H. (1935).

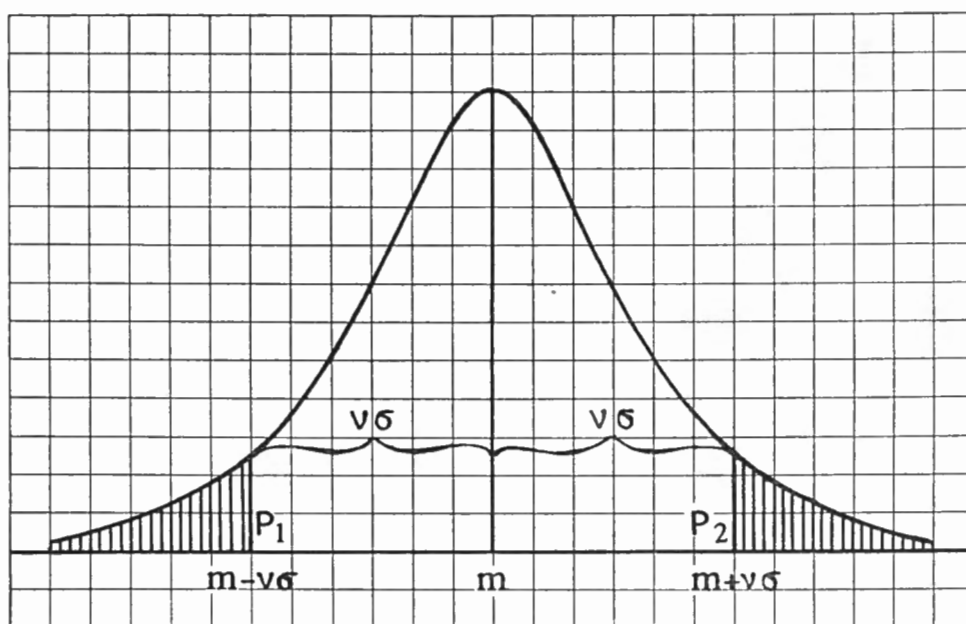


FIG. 16. — Distribution symétrique.

Entre $-\infty$ et $m - v\sigma$ et $m + v\sigma$ et $+\infty$ il y a le même nombre de sujets.
 Nous dirons que P_1 et P_2 sont des points d'égalité normale. v est une mesure de l'aberration d'un sujet.

6. NORMES DANS LES DISTRIBUTIONS UNIMODALES ASYMÉTRIQUES.

Dans les distributions unimodales asymétriques n'existent pas deux points jouissant à la fois de ces deux propriétés. On peut alors convenir de conserver la 2^e propriété, qui a l'avantage de se conserver pour toute transformation de la variable et limite la zone normale à deux points x_1 et x_2 tels que les régions situées entre $-\infty$ et x_1 et entre x_2 et $+\infty$ contiennent le même nombre de sujets (fig. 17).

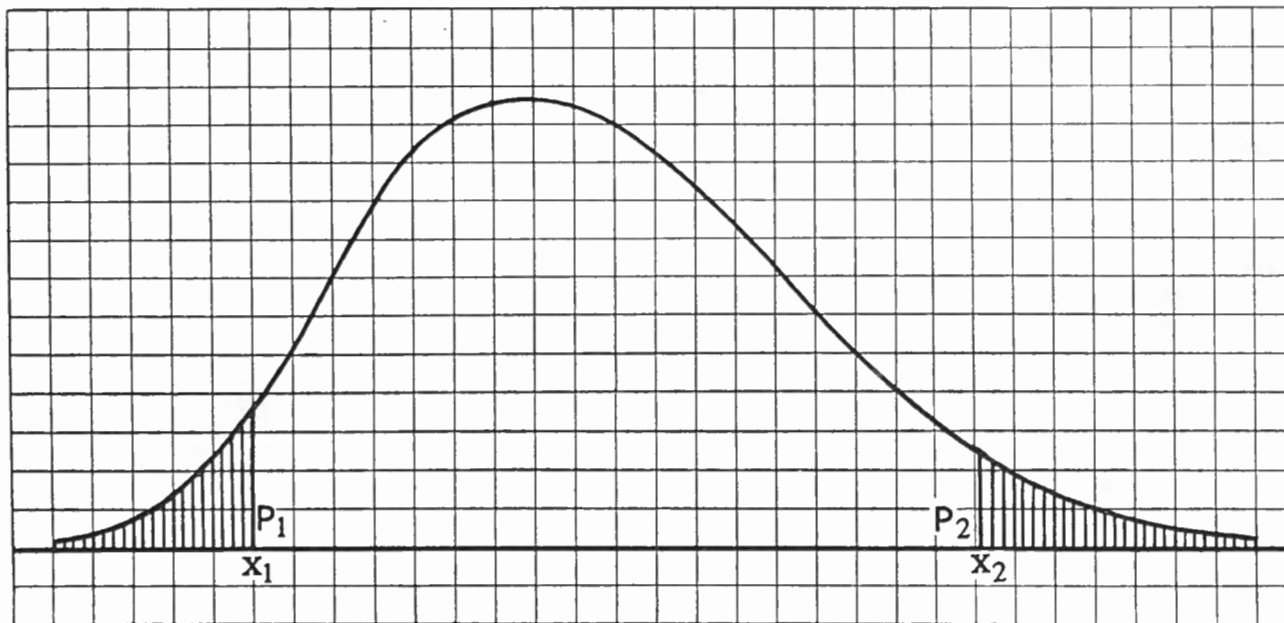


FIG. 17. — Distribution asymétrique.

Entre $-\infty$ et x_1 et entre x_2 et $+\infty$ il y a le même nombre de sujets.
 Nous dirons que P_1 et P_2 sont des points d'égalité normale.

7. NORMES DANS LES DISTRIBUTIONS MULTIVARIÉES NORMALES.

Dans le cas de plusieurs variables, le choix des frontières des normes est aisé lorsque ces variables ont une distribution simultanée normale : on limite alors les normes par les ellipsoïdes d'égle fréquence dont les points jouissent de deux propriétés qui généralisent celles que nous avons signalées pour une variable à distribution symétrique :

1° Les points d'un même ellipsoïde ont une même fréquence;

2° Tout cylindre infiniment étroit (a) passant par le centre d'un ellipsoïde E donné contient un nombre de sujets dont un même pourcentage μ est situé de chaque côté en dehors de E. La valeur de μ ne dépend pas de la direction du cylindre (a), mais uniquement de l'ellipsoïde E (fig. 18).

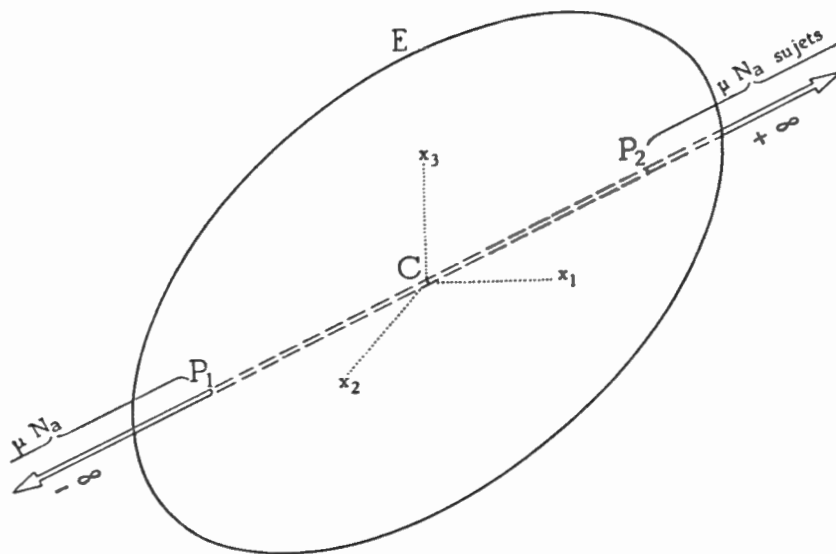


FIG. 18. — Distribution multivariée normale. Cas de trois variables : x_1, x_2, x_3 . L'ellipsoïde équiprobable E est coupé par une droite (a) en deux points P_1 et P_2 . Parmi les N_a sujets du groupe total contenus dans le cylindre infiniment mince placé sur (a), il y en a

$(1 - 2\mu) N_a$ entre P_1 et P_2 , μN_a au delà de P_1 et μN_a au delà de P_2 .

Si le cylindre tourne autour de C, la valeur de N_a change, mais celle de μ reste constante. Nous dirons que P_1 et P_2 , ainsi que tous les points de l'ellipsoïde E, sont des points d'égle normalité.

Nous appellerons d'égle normalité les points d'un même ellipsoïde.

Démonstration de la deuxième propriété.

Soit

$$df = \frac{e^{-\frac{1}{2}\Phi}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}} \sigma_1 \sigma_2 \dots \sigma_n \sqrt{\omega}} dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

l'élément de fréquence d'une distribution multivariée normale; les x_1, \dots, x_n sont les écarts des mensurations aux moyennes du groupe :

$$\Phi = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\omega_{ij}}{\omega \sigma_i \sigma_j} x_i x_j; \quad \omega = |\rho_{ij}| \quad \text{avec} \quad \rho_{ij} = \rho_{ji} \quad \text{et} \quad \rho_{ii} = 1;$$

ω_{ij} est le mineur de l'élément ij dans le déterminant ω .

La variance de x_1 pour x_2, \dots, x_n constants est

$$\sigma_{1.23\dots n}^2 = \frac{\omega \sigma_1^2}{\omega_{11}}; \quad \text{de même,} \quad \sigma_{2.13\dots n}^2 = \frac{\omega \sigma_2^2}{\omega_{22}}, \text{ etc.}$$

On a en outre

$$\frac{\rho_{12.34\dots n}}{\sigma_{1.23\dots n} \sigma_{2.13\dots n}} = - \frac{\omega_{12}}{\omega \sigma_1 \sigma_2},$$

$\rho_{12.34\dots n}$ étant le coefficient de corrélation partielle entre x_1 et x_2 pour x_3, x_4, \dots, x_n constants. La démonstration de ces propriétés est faite très simplement dans l'ouvrage de G. U. YULE et M. G. KENDALL ⁽²¹⁾.

λ^2 étant choisi arbitrairement, l'équation

$$(1) \Phi = \lambda^2$$

représente un ellipsoïde E rapporté à un système d'axes rectangulaires x_1, \dots, x_n .

Tous les points de E sont équiprobables.

L'équation (1) peut se mettre sous la forme

$$\lambda^2 = \frac{x_1^2}{\sigma_{1.23\dots n}^2} + \frac{x_2^2}{\sigma_{2.13\dots n}^2} + \dots + \frac{x_n^2}{\sigma_{n.12\dots(n-1)}^2} - \frac{2\rho_{12.34\dots n} x_1 x_2}{\sigma_{1.23\dots n} \sigma_{2.13\dots n}} - \frac{2\rho_{13.24\dots n} x_1 x_3}{\sigma_{1.23\dots n} \sigma_{3.124\dots n}} - \dots$$

La propriété que nous voulons démontrer est déjà vraie pour un cylindre mince placé sur l'axe des x_1 , qui coupe E en deux points :

$$x_1 = \pm \lambda \sigma_{1.23\dots n}, \quad x_2 = x_3 = \dots = x_n = 0,$$

λ étant la racine positive de λ^2 .

Le rapport λ entre x_1 et $\sigma_{1.23\dots n}$ permet de trouver dans les tables de la distribution normale le pourcentage μ de sujets du cylindre pour lesquels $x_1 > \lambda \sigma_{1.23\dots n}$. La même proportion μ de sujets est telle que $x_1 < -\lambda \sigma_{1.23\dots n}$. On voit, en outre, que μ ne dépend que de λ .

Démontrons la même propriété pour un cylindre mince placé sur une droite quelconque (a) passant par le centre C de l'ellipsoïde et ayant λ_{1j} comme cosinus directeurs ($j = 1, 2, \dots, n$).

Passons d'abord des variables x_j aux variables ξ_i par une transformation orthogonale d'équations

$$\xi_i = \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} x_j \quad (i = 1, 2, \dots, n).$$

L'axe ξ_1 est ainsi confondu avec la droite (a).

Les variables ξ_i ont aussi une distribution multivariée normale (voir H. CRAMÈR) ⁽²²⁾.

L'équation de l'ellipsoïde E devient

$$\lambda^2 = \frac{\xi_1^2}{\sigma_{1.23\dots n}^{\prime 2}} + \frac{\xi_2^2}{\sigma_{2.13\dots n}^{\prime 2}} + \dots + \frac{\xi_n^2}{\sigma_{n.12\dots(n-1)}^{\prime 2}} - \frac{2\rho'_{12.34\dots n} \xi_1 \xi_2}{\sigma_{1.23\dots n}^{\prime} \sigma_{2.13\dots n}^{\prime}} - \dots - \frac{2\rho'_{n-1.12\dots(n-2)} \xi_n \xi_{n-1}}{\sigma_{n-1.12\dots(n-2)}^{\prime} \sigma_{n.12\dots(n-1)}^{\prime}}$$

où $\sigma_{1.23\dots n}^{\prime 2}$ est la variance de ξ_1 pour $\xi_2, \xi_3, \dots, \xi_n$ constants, $\sigma_{2.13\dots n}^{\prime 2}$ celle de ξ_2 pour $\xi_1, \xi_3, \dots, \xi_n$ constants, etc., et où $\rho'_{12.34\dots n}$ est le coefficient de corrélation partielle de ξ_1 et ξ_2 pour $\xi_3, \xi_4, \dots, \xi_n$ constants.

On voit immédiatement que la droite (a), c'est-à-dire l'axe ξ_1 , coupe E en des points P_1 et P_2 de coordonnées

$$\xi_1 = \pm \lambda \sigma_{1.23\dots n}^{\prime}, \quad \xi_2 = \xi_3 = \dots = \xi_n = 0.$$

⁽²¹⁾ YULE, G. U. and KENDALL, M. G. (1946, p. 266).

⁽²²⁾ CRAMÈR, H. (1946, p. 313).

Le rapport entre ξ_1 et sa déviation standard $\sigma'_{1.23\dots n}$ est égal à λ , de sorte que le pourcentage de sujets du cylindre mince (a), situés de chaque côté hors de E, est égal à μ .

La figure 18 illustre le cas où $n = 3$.

C. Q. F. D.

8. λ^2 MESURE L'ABERRATION D'UN SUJET.

La rareté d'un sujet se mesure par la valeur particulière λ^2 que ses variables x_1, \dots, x_n donnent à la fonction Φ . Cette valeur de λ^2 , conservée pour toute transformation linéaire des variables, indique en quelque sorte la distance (non géométrique) du point représentatif de l'enfant au centre C du groupe et généralise ainsi le coefficient ν des distributions symétriques unimodales.

Remarquons qu'un sujet peut avoir des valeurs non aberrantes pour chaque variable prise séparément, et cependant avoir une valeur de λ^2 qui le classe hors du groupe normal. Cela arrive lorsque les relations existant entre ses mensurations ne sont pas conformes à celles du groupe, indiquées par les coefficients de corrélation.

λ^2 est donc une mesure de l'aberration qui tient compte de toutes les relations internes entre les variables ⁽²³⁾.

Naturellement, les enfants correspondant à un même λ^2 sont très variés du point de vue morphologique; c'est leur degré de rareté qui est le même.

Le problème des zones de rareté croissante d'une population se résout donc aisément lorsque la distribution multivariée est normale. Les valeurs critiques de λ^2 correspondant à des ellipsoïdes contenant respectivement 70 %, 95 % et 99 % des sujets se trouvent dans la table de χ^2 pour n degrés de liberté. Pour $n = 2$, ces valeurs sont 2,408; 5,991; 9,210, tandis que λ vaut successivement 1,552; 2,448; 3,035.

9. NORMES POUR LES DISTRIBUTIONS MULTIVARIÉES NON NORMALES.

Il est en général moins simple d'établir des normes lorsque la distribution des x_1, \dots, x_n , n'est pas normale. On peut le faire de diverses manières, suivant la nature du problème. Voici quelle solution nous avons adoptée dans le cas de la distribution bivariée non normale du poids et de la taille pour un groupe d'enfants d'âge donné : la difficulté due à l'asymétrie de la distribution du poids a été surmontée en remplaçant p par une variable gaussienne p_r , que nous avons appelée poids réduit. La distribution simultanée de p_r et t étant normale, nous avons considéré comme également normaux les enfants placés sur une même ellipse équiprobable. Nous avons limité les normes à des ellipses correspondant à des valeurs de λ^2 égales à 2,408; 5,991; 9,210.

⁽²³⁾ Les profils biométriques de MOLLISON, T. (1907, p. 147) ne tiennent pas compte des corrélations et ne permettent de comparer les aberrations respectives de différents sujets que dans le cas d'une variable.

Cependant, pour revenir à la variable usuelle p , nous avons transformé les ellipses équiprobables du plan p_r, t en courbes correspondantes du plan p, t . C'est ainsi que sont obtenues nos courbes définitives d'égale normalité (fig. 1 à 8).

Pour la transformation, voir page 52.

On pourrait arriver, mais les calculs seraient plus longs, à une solution très voisine de la nôtre, en adaptant, aux distributions non normales, la deuxième propriété des ellipsoïdes équiprobables, démontrée page 41.

Autour du point image de toutes les médianes du groupe, on ferait tourner un cylindre infiniment mince (a), contenant Na sujets du groupe, Na variant naturellement avec la position de (a). Chaque fois, on marquerait sur (a) deux points P_1 et P_2 , tels que $(1-2\mu)Na$ sujets du cylindre seraient compris entre P_1 et P_2 , μNa sujets au delà de P_1 et μNa au delà de P_2 . Le lieu des points P_1, P_2 correspondant à une même valeur de μ serait alors une surface d'égale normalité.

Appliquée aux variables p, t , cette solution donnerait sur le plan p, t des courbes très proches de celles que nous avons adoptées.

2. CHOIX D'UNE ÉCHELLE APPROPRIÉE POUR LE POIDS.

1. VALEUR D'UNE ÉCHELLE ET GENÈSE DES COURBES DE FRÉQUENCE.

Nous n'avons aucune raison d'espérer que les lois biologiques s'expriment le plus clairement possible avec les grandeurs telles qu'elles sont repérées par nos instruments de mesures. En réalité, nous savons qu'une nouvelle échelle des variables donne souvent lieu à une interprétation plus directe des phénomènes. Par exemple, la loi de croissance relative se réduit à une simple relation linéaire, à condition d'adopter l'échelle logarithmique. L'explication biologique de cette loi, tentée par G. TEISSIER⁽²⁴⁾, est entièrement basée sur ce changement d'échelle.

En génétique, la nécessité de choisir une échelle appropriée est exposée par K. MATHER dans son ouvrage « Biometrical genetics »⁽²⁵⁾.

Mais en anthropologie, on utilise habituellement les mesures directes, bien qu'il nous semble que, là aussi, le choix d'une échelle convenable a son importance⁽²⁶⁾.

⁽²⁴⁾ TEISSIER, G. (1934, p. 32).

⁽²⁵⁾ MATHER, K. (1949, p. 38); voir aussi remarque de KAPTEYN, J. C. (1916, p. 17).

⁽²⁶⁾ Signalons cependant que WETZEL, N. C. (1941) opère un changement d'échelle, notamment dans son graphique de régression de p par rapport à t . A défaut d'explications techniques dans sa publication, nous avons dû chercher sur la très petite reproduction de son graphique comment il a établi ses courbes de 5 à 17 ans. Nous pensons qu'il a utilisé des coordonnées logarithmiques et qu'il a postulé la linéarité de la régression. Remarquons que des graphiques logarithmiques faits sur nos propres chiffres montrent qu'il existe entre 5 et 15 ans un important changement de direction de la droite de crois-

En examinant les échelles usuelles, nous verrons, grâce aux considérations qui vont suivre, qu'il y a grand avantage à conserver celle de la taille et à changer celle du poids.

Dans les problèmes de croissance, il est parfois utile de considérer la grandeur d'un organe chez un sujet donné, comme l'effet combiné d'un grand nombre de petites causes indépendantes qui agissent dans un ordre déterminé pendant la durée du développement ⁽²⁷⁾.

Deux cas sont alors possibles :

1^{er} cas. — Les causes ajoutent simplement leurs effets; alors la grandeur de l'organe, résultant de la somme des effets, considérés comme variables aléatoires, a une distribution pratiquement normale, en vertu du second théorème limite du calcul des probabilités (central limit theorem) ⁽²⁸⁾.

C'est le cas pour la taille; celle-ci étant distribuée normalement pour chaque groupe d'enfants de même âge, on peut en effet admettre que les causes nombreuses agissant sur la stature ajoutent simplement leurs effets; autrement dit, l'effet produit ne dépend que de la cause et non pas de la taille de l'enfant au moment où agit l'impulsion ⁽²⁹⁾.

Cette propriété de la taille est précieuse; elle permet de comparer l'accroissement de la taille chez des enfants de taille différente (mais de même âge); on en tire aussi cette loi, dont l'utilité pratique saute aux yeux: un même traitement, considéré comme somme de petites causes et appliqué à des enfants de taille initiale différente (mais de même âge), a des effets égaux en moyenne.

Nous avons vérifié expérimentalement cette loi en calculant le coefficient de corrélation entre la taille et son accroissement pendant un an, chez un groupe de 110 garçons de 9 ans fréquentant les écoles de Bruxelles; nous avons trouvé

$$r = -0,02 \pm 0,09,$$

valeur pratiquement nulle. Ici, le traitement consiste simplement en une année de vie normale à l'école, mais il pourrait être aussi un séjour en colonie, un régime alimentaire spécial, etc. De toute façon, l'accroissement de la taille que

sance moyenne (voir p. 48), ce dont l'auteur ne semble pas tenir compte. Bien entendu, cette perte de précision est compensée par la facilité d'un graphique unique pour tous les âges. C'est à l'usage que l'on verra si ce manque de précision importe dans la recherche de la débilité. Ce beau travail, contenant aussi une table de métabolismes de base, est résumé dans BRODY, S. (1945, p. 638) et critiqué par BRUCH, H. (1942).

⁽²⁷⁾ Voir, par exemple, CRAMÈR, H. (1946, p. 219).

⁽²⁸⁾ CRAMÈR, H. (1946, p. 213) ou LÉVY, P. (1937, p. 101).

⁽²⁹⁾ Les tailles successives d'un enfant sont un exemple de processus aléatoire à éléments indépendants; voir dans BASS, J. (1946, p. 65) la théorie de tels processus.

l'on peut espérer chez des enfants de même âge, après un même traitement quelconque, est égal pour chacun, quelle que soit sa stature au début du régime.

Remarque. — En considérant ainsi la taille comme engendrée par un grand nombre de petites causes indépendantes, on néglige le fait que chaque cause dépend, dans une certaine mesure, du patrimoine héréditaire de l'enfant. Cependant, les effets de l'hérédité étant souvent masqués, au cours du développement, par d'autres facteurs : poussées de croissance survenant à des moments différents chez chaque sujet, irrégularités dans le développement dues à des facteurs mésologiques, etc., il serait difficile d'en tenir compte. Aussi admettons-nous provisoirement que la taille est un processus aléatoire à éléments indépendants, schéma suffisamment étayé par les faits, nous l'avons vu, et se prêtant à de nombreuses applications. Par exemple, pour prédire dans certaines limites la taille qu'aura un enfant dans x années, il suffit d'ajouter à sa taille actuelle l'accroissement moyen de son groupe d'âge au cours de ces x années. Ces augmentations moyennes se lisent sur nos graphiques.

2^e cas. — Chaque cause produit un effet qui dépend à la fois de la force de l'impulsion et de la grandeur de l'organe au moment où agit l'impulsion.

Les effets dus aux impulsions successives ne sont plus alors des variables indépendantes, et leur somme, c'est-à-dire la grandeur de l'organe, n'a pas de distribution normale ⁽³⁰⁾.

C'est notamment le cas du poids, dont la distribution est asymétrique, comme il est bien connu ⁽³¹⁾.

On peut interpréter cette propriété du poids en disant que les mêmes causes produisent une variation de poids qui dépend du poids atteint au moment où agit l'impulsion. Aussi, un même changement de régime, s'il produit une variation de 1 kg chez un garçon de 45 kg, causera en général une variation plus grande chez un garçon pesant 65 kg.

Nous avons vérifié cette loi en calculant le coefficient de corrélation entre le poids et son accroissement pendant un an chez les mêmes 110 garçons de 9 ans des écoles de Bruxelles utilisés pour la taille. Le coefficient de corrélation trouvé est

$$r = 0,27 \pm 0,08,$$

significativement différent de 0 et positif, comme il fallait s'y attendre.

⁽³⁰⁾ Les premiers articles sur ce sujet sont de KAPTEYN, J. C. (1903 et 1916). WICKSELL, S. D. (1917) consacre un mémoire à la genèse des distributions normales et asymétriques. CRAMÉR, H. (1946, p. 219) résume la question.

⁽³¹⁾ Les poids successifs d'un enfant fournissent un exemple de chaîne simple. Ce n'est pas, cependant, l'éventuelle hérédité mendélienne du poids qui est ainsi mise en relief, mais le simple fait que des accroissements de taille égaux provoquent des accroissements de poids inégaux, dépendant du poids initial. Voir dans BASS, J. (1946, p. 76) la théorie des chaînes simples.

C'est donc bien du poids initial que dépendent, en partie, les augmentations de poids et, à cause de cela, celles-ci sont difficiles à interpréter et à comparer.

Nous allons remédier à cet inconvénient en remplaçant p par une nouvelle variable, le poids réduit, p_r , fonction du poids, et jouissant de la propriété suivante :

p_r , comme la taille, sera tel qu'en moyenne des causes égales auront sur p_r des effets égaux, indépendants du p_r initial. Il en résulte que p_r sera distribué normalement.

2. AVANTAGES DU POIDS RÉDUIT p_r , LA NOUVELLE ÉCHELLE DU POIDS.

Avant d'indiquer le chemin suivi pour transformer p en p_r , remarquons que la nouvelle variable p_r présente plusieurs avantages :

1° Mieux que le poids, p_r convient à l'étude de la croissance, puisque l'accroissement Δp_r ne dépend pas de p_r , alors que l'accroissement de poids correspondant Δp dépend de p ⁽³²⁾. Il en résulte, en particulier, qu'un même traitement appliqué à des enfants de poids initial différent (mais de même âge) aura, en moyenne, des effets égaux sur le poids réduit, mais inégaux sur le poids, de sorte que les augmentations du poids réduit se compareront plus aisément que celles du poids.

2° p_r et la taille ont ensemble une distribution bivariée normale, pour laquelle nous avons vu, page 41, qu'il est simple d'établir des normes.

3° Transformer p en une variable gaussienne peut se faire de nombreuses façons par des méthodes de calcul purement mécaniques, mais alors on obtient à chaque âge une transformation différente. Au contraire, la transformation que nous allons adopter est, nous le verrons, unique pour tous les groupes d'âge et a, de plus, un sens biologique ⁽³³⁾.

3. RECHERCHE DE LA TRANSFORMATION $p \rightarrow p_r$ CHEZ LES GARÇONS.

Au lieu de chercher directement une fonction p_r de p qui soit distribuée normalement, nous utilisons le lien qui lie p et t et nous cherchons une fonction $f(t)$ de la taille qui ait la même distribution que p , $f(t) = p$ ou $t = \varphi(p)$. La taille étant une variable gaussienne, $\varphi(p)$ sera alors distribué normalement.

⁽³²⁾ Nous renvoyons à l'ouvrage de KAPTEYN, J. C. (1903), où un exemple numérique illustre cette propriété qui, à première vue, pourrait surprendre les biologistes.

⁽³³⁾ Quand notre travail était déjà terminé, nous avons lu un article de YUAN PAE-TSI (1933) où l'auteur prend le logarithme du poids et utilise la surface de corrélation semi-logarithmique pour décrire la distribution des poids et tailles d'un groupe de 11.382 garçons âgés de 5 à 14 ans (non groupés par âges). Il serait intéressant d'essayer si la transformation $p_r = \log p$ convient aussi bien aux garçons groupés par année d'âge qu'au groupe total de tous les enfants utilisés par YUAN.

Remarque préliminaire :

L'asymétrie de la distribution du poids paraît assez naturelle, si l'on songe au lien physique qui unit p et t . En effet, des enfants de même densité ont un poids proportionnel à leur volume, et celui-ci est proportionnel au cube de leur stature, à condition que tous les enfants soient géométriquement semblables. Bien que les conditions de densité égale et de similitude soient loin d'être satisfaites, nous pouvons cependant nous attendre — en première approximation — à voir le poids distribué comme le cube de la taille, c'est-à-dire comme le cube d'une variable normale, et nous savons qu'une telle distribution est asymétrique.

Aussi, en adoptant la transformation $p_r = \sqrt[3]{p}$, nous arriverions à une première approximation, malheureusement trop grossière pour la précision que nous désirons obtenir.

Nous avons trouvé une autre solution, plus précise. Voici deux remarques qui nous ont guidée dans cette recherche :

Elles se rapportent au tableau de croissance poids/taille des garçons, que nous allons décrire. Chacun des 1942 garçons y est figuré par un point selon son poids (abscisse) et sa taille (ordonnée). On a doté d'un signe distinctif les points relatifs à un même groupe d'âge. Les nuages de points des âges successifs se recouvrent largement; chacun porte en son milieu un point grossi (le point moyen) relatif à la moyenne arithmétique du poids (\bar{p}) et de la taille (\bar{t}) pour cet âge.

Signalons deux des particularités de ces graphiques :

Remarque 1. — La ligne des points moyens est courbe. On trouve en effet qu'il existe une relation linéaire entre $\log \bar{p}$ et $\log \bar{t}$, de sorte que l'équation de la courbe des points moyens peut s'écrire

$$\bar{p} = k\bar{t}^\alpha.$$

Un ajustement graphique fait à la règle sur un graphique logarithmique contenant les points $\log p$ et $\log t$ pour chaque âge nous a donné pour α deux valeurs :

$\alpha = 2,00$ pour les groupes de garçons de $5 \frac{1}{2}$ à 9 ans;

$\alpha = 2,83$ pour les groupes de garçons de $9 \frac{1}{2}$ à $15 \frac{1}{2}$ ans, α changeant de valeur à $9 \frac{1}{4}$ ans.

Rappelons que A. QUETELET⁽³⁴⁾ avait déjà signalé que, lors de la croissance, le poids est proportionnel à une puissance de la taille comprise entre 2 et 3.

Remarque 2. — La ligne des points moyens est encadrée de près par les lignes de régression de chaque âge (non linéaires) de t par rapport à p et de p par rapport à t , et pratiquement confondue avec cette dernière⁽³⁵⁾.

⁽³⁴⁾ QUETELET, A. (1870, p. 344).

⁽³⁵⁾ Voir p. 55, la comparaison de $\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$ avec $\frac{\sigma_t}{\rho \sigma_{p_r}}$ dans le plan p_r, t .

Autrement dit, les garçons, grands pour leur âge, se confondent avec des enfants plus âgés et les petits avec des enfants plus jeunes.

Ce fait d'expérience est digne d'attention, bien qu'il nous soit si familier que nous disions couramment: cet enfant est en avance ou en retard sur son âge. On pourrait cependant imaginer que les choses se passent autrement et qu'un garçon de 10 ans, par exemple, grand pour son âge, n'ait pas en général le même poids qu'un enfant de 13 ans de même taille. Ce garçon, se distinguant parmi les enfants de son âge, resterait toujours un sujet d'exception.

On pourrait formuler ainsi cette loi (qui est, bien entendu, une loi approchée): en moyenne, la relation qui lie le poids et la taille d'un groupe de garçons de même âge est la même que celle qui lie le poids et la taille d'un enfant moyen au cours de sa croissance ⁽³⁶⁾.

Ces deux remarques nous ont donné l'idée d'utiliser la relation, relative à des moyennes d'âges différents,

$$\bar{p} = kt^\alpha,$$

pour lier le poids et la taille dans un même groupe d'âge :

$$p = kt^\alpha = f(t),$$

en adoptant pour α les valeurs suivantes :

Valeurs de α pour les garçons.

$\alpha = 2,000$ pour les groupes de 6, $6\frac{3}{4}$, $7\frac{1}{4}$, $7\frac{3}{4}$, $8\frac{1}{4}$, $8\frac{3}{4}$ ans.

$\alpha = 2,835$ pour les groupes de $9\frac{3}{4}$, $10\frac{1}{4}$, $10\frac{3}{4}$, $11\frac{1}{4}$, $11\frac{3}{4}$, $12\frac{1}{4}$, $12\frac{3}{4}$, $13\frac{1}{4}$, $13\frac{3}{4}$, $14\frac{1}{4}$, 15 ans.

$\alpha = \frac{2,000 + 2,835}{2} = 2,417$ pour le groupe intermédiaire de $9\frac{1}{4}$ ans.

On prend comme nouvelle variable pour les garçons :

$$p_r = p^{1/\alpha}.$$

Les accroissements Δp_r et Δp seront liés par la relation

$$\alpha \Delta p_r = p \left(\frac{1 - \alpha}{\alpha} \right) \Delta p.$$

De cette nouvelle variable

$$p_r = p^{1/\alpha} = k^{1/\alpha} \cdot t,$$

⁽³⁶⁾ On peut remarquer une certaine analogie avec le principe ergodique, dont un exemple est fourni par un gaz enfermé dans un récipient. La répartition des vitesses d'une même molécule suivi pendant un temps suffisant est la même que la répartition instantanée des vitesses de toutes les molécules.

on peut dire qu'elle est « en gros » proportionnelle à la taille, de même que l'on dit de la longueur des jambes qu'elle est proportionnelle à la taille. Celle-ci étant distribuée à peu près normalement, nous pouvons nous attendre à ce que p_r le soit aussi.

4. VÉRIFICATION DE LA NORMALITÉ DE $p_r = p^{1/\alpha}$ CHEZ LES GARÇONS.

Pour chaque groupe de garçons et avec la valeur de α indiquée plus haut, nous avons fait la transformation $p_r = p^{1/\alpha}$ de la façon suivante :

Si n garçons de $10 \frac{1}{4}$ ans pèsent, par exemple, plus de 25,5 et moins de 26,6 kg, ces mêmes n garçons auront un p_r supérieur à $25,5^{1/2,835}$ et inférieur à $26,6^{1/2,835}$.

De cette façon, on établit la distribution de p_r pour les garçons de $10 \frac{1}{4}$ ans et l'on calcule, pour ce groupe, la moyenne \bar{p}_r (qui, bien entendu, diffère un peu de $\bar{p}^{1/\alpha}$), la déviation standard σ_{p_r} , et les 3^e et 4^e moments.

Il faut naturellement tenir compte du fait que les intervalles de la distribution de p_r ainsi obtenue sont inégaux, puisque

$$25,5^{1/2,835} - 24,5^{1/2,835}$$

est différent de

$$26,5^{1/2,835} - 25,5^{1/2,835}.$$

En pratique, cela n'offre aucune difficulté.

Le test de normalité usuel ⁽³⁷⁾, appliqué aux moments d'ordres 3 et 4, a prouvé, en confirmant notre attente, que, à chaque âge, le poids réduit chez les garçons a une distribution de Gauss.

En outre, la corrélation entre p_r et t peut être considérée comme normale. Notons, en passant, que le coefficient de corrélation entre p_r et t est pratiquement égal à celui de p et t (seules les deuxièmes décimales diffèrent).

5. TRANSFORMATION $p \rightarrow p_r$ CHEZ LES FILLES.

Comme chez les garçons, les graphiques $\log \bar{p}$ et $\log \bar{t}$ des filles donnent des points alignés, avec un changement de pente se présentant à $10 \frac{1}{4}$ ans au lieu de $9 \frac{1}{4}$ ans.

$\alpha = 2,31$ de $5 \frac{1}{2}$ ans à 10 ans;

$\alpha = 3,18$ de $10 \frac{1}{2}$ à $15 \frac{1}{2}$ ans.

Mais en testant la normalité des distributions de $p_r = \sqrt[\alpha]{p}$ pour ces valeurs de α , on ne trouve pas, dans chaque groupe de filles, des distributions normales.

⁽³⁷⁾ Voir, par exemple, SNEDECOR, G. W. (1946, p. 176).

Au contraire, on trouve des distributions normales en conservant pour les filles les mêmes valeurs de α que pour les garçons.

Valeurs de α pour les filles.

$\alpha = 2,000$ pour les groupes de 6, $6\frac{3}{4}$, $7\frac{1}{4}$, $7\frac{3}{4}$, $8\frac{1}{4}$, $8\frac{3}{4}$, $9\frac{1}{4}$ et $9\frac{3}{4}$ ans.

$\alpha = 2,835$ pour les groupes de $10\frac{3}{4}$, $11\frac{1}{4}$, $11\frac{3}{4}$, $12\frac{1}{4}$, $12\frac{3}{4}$, $13\frac{1}{4}$, $13\frac{3}{4}$, $14\frac{1}{4}$ et 15 ans.

$\alpha = 2,417$ pour le groupe intermédiaire de $10\frac{1}{4}$ ans.

3. DISTRIBUTION BIVARIÉE DE p_r ET t . FILLES ET GARÇONS.

1. ÉQUATION DE LA DISTRIBUTION.

Nous avons maintenant, pour chaque groupe de filles et de garçons, deux variables p_r et t en corrélation normale.

Leur fonction de distribution est par conséquent :

$$F(p_r, t) = \int_{-\infty}^{p_r} \int_{-\infty}^t \frac{1}{2\pi\sigma_{p_r}\sigma_t\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\Phi} dp_r dt,$$

$$\Phi = \frac{1}{1-\rho^2} \left\{ \frac{(p_r - \bar{p}_r)^2}{\sigma_{p_r}^2} - \frac{2\rho(p_r - \bar{p}_r)(t - \bar{t})}{\sigma_{p_r}\sigma_t} + \frac{(t - \bar{t})^2}{\sigma_t^2} \right\},$$

où p_r , t , σ_{p_r} , σ_t sont respectivement les estimées des moyennes et des déviations standard des variables p_r et t pour chaque groupe et où ρ est l'estimée de leur coefficient de corrélation.

2. ESTIMATION DES PARAMÈTRES. AJUSTEMENTS.

Pour estimer ces valeurs, nous avons étudié les fluctuations de chaque paramètre au cours de la croissance.

Preons comme exemple l'estimation de σ_t pour les garçons. Sur un graphique, nous portons, en regard de l'âge a , la valeur de σ_t tirée du groupe de garçons correspondant. Les σ_t varient avec l'âge a et sont, de plus, entachées des inévitables erreurs d'échantillonnage. Il s'agit, en corrigeant les σ_t , d'éliminer les erreurs d'échantillonnage et de conserver les fluctuations dues à la croissance.

Par la méthode des moindres carrés, nous ajustons aux points (σ_t, a) , une courbe d'équation

$$\sigma_t = \alpha a^3 + \beta a^2 + \gamma a + \delta,$$

en donnant à chaque point (σ_i, a) un poids égal à $\frac{n}{\sigma_i^2}$ c'est-à-dire proportionnel au nombre de sujets et inversement proportionnel à la variance (non estimée) du groupe.

Cette opération est suivie d'un second ajustement de même formule, mais avec des poids égaux à $\frac{n}{\sigma_i'^2}$, où σ_i' est l'estimation de σ_i faite à la suite du premier ajustement.

Le second ajustement fournit les valeurs définitives de σ_i utilisées dans les équations des distributions.

Pour les autres paramètres, on opère de façon analogue.

Pour la déviation standard du poids, les ajustements sont faits directement sur σ_p , que l'on transforme après coup en σ_{p_r} par la formule

$$\sigma_p = \left| \frac{\partial p_r^\alpha}{\partial p_r} \right| \sigma_{p_r} \quad \text{ou} \quad \sigma_p = \alpha (\bar{p}_r)^{\alpha-1} \sigma_{p_r} \text{ (38)}.$$

Notons, en passant, que la différence entre les coefficients de corrélation de p_r et t et de p et t n'excède pas 0,02.

3. ÉQUATIONS DES COURBES D'ÉGALE NORMALITÉ QUI SONT ICI DES ELLIPSES ÉQUIPROBABLES.

Les équations des ellipses équiprobables du plan p_r, t sont

$$\Phi = \lambda^2 \quad \text{ou} \quad \frac{1}{1-\rho^2} \left\{ \frac{(p_r - \bar{p}_r)^2}{\sigma_{p_r}^2} - \frac{2\rho(p_r - \bar{p}_r)(t - \bar{t})}{\sigma_{p_r}\sigma_t} + \frac{(t - \bar{t})^2}{\sigma_t^2} \right\} = \lambda^2.$$

Il en passe une par chaque point, et plus le λ correspondant à un enfant est élevé, plus il faut considérer cet enfant comme exceptionnel pour la taille et le poids (p. 43).

Les normes sont limitées par des ellipses contenant respectivement 70 %, 95 % et 99 % des enfants ($\lambda^2 = 2,408; 5,991; 9,210$).

4. COURBES DÉFINITIVES D'ÉGALE NORMALITÉ FIGURANT SUR LES GRAPHIQUES p, t .

1. TRANSFORMATION DES ELLIPSES ÉQUIPROBABLES.

Du point de vue de l'utilisation pratique, l'abscisse p_r du plan p_r, t offre deux inconvénients :

1° Au cours de la croissance, la valeur de α change, de sorte qu'il est impos-

(38) DEMING, W. E. (1946, p. 46).

sible de comparer deux graphiques en unités p_r , t , correspondant à des valeurs de α différentes.

2° Sur l'axe p_r , une différence de 1 kg est représentée par un segment qui devient de plus en plus petit quand p_r augmente, de sorte que la précision du graphique devient aussi plus petite.

Ces raisons nous ont déterminée à passer du plan p_r , t , au plan p , t par une transformation ponctuelle

$$\begin{cases} t = \bar{t} \\ p_r = p^{1/\alpha}, \end{cases}$$

qui transforme les trois ellipses critiques d'équations $\Phi = \lambda^2$ ($\lambda^2 = 2,408$; $5,991$; $9,210$) en les trois courbes définitives du plan p , t . Voir figures 1 à 8.

2. ÉQUATIONS DES TROIS COURBES DÉFINITIVES D'ÉGALE NORMALITÉ TRACÉES SUR LE PLAN p , t .

En coordonnées p , t , les équations des courbes d'égle normalité (fig. 1 à 8) sont donc

$$(*) \quad \frac{1}{1 - \rho^2} \left\{ \frac{(p^{1/\alpha} - \bar{p}_r)^2}{\sigma_{p_r}^2} - \frac{2\rho(p^{1/\alpha} - \bar{p}_r)(t - \bar{t})}{\sigma_{p_r}\sigma_t} + \frac{(t - \bar{t})^2}{(\sigma_t^2)^2} \right\} = \lambda^2,$$

mais il faut bien noter que ce ne sont plus des courbes d'égle fréquence.

Le degré de rareté d'un enfant est, ici encore, mesuré par la valeur λ^2 que ses mesures particulières donnent à l'équation (*).

Les trois courbes limitant les normes correspondent à des valeurs de λ^2 égales respectivement à 2,408; 5,991; 9,210 et contiennent 70 %, 95 % et 99 % des enfants.

Au milieu des courbes, le point grossi de coordonnées $(\bar{p}_r)^\alpha, \bar{t}$ indique le point transformé du centre (\bar{p}_r, \bar{t}) des ellipses équiprobables du plan p_r , t .

Quelle différence y a-t-il entre \bar{p} et $(\bar{p}_r)^\alpha$?

On a toujours

$$\bar{p} > (\bar{p}_r)^\alpha,$$

mais la différence entre les deux valeurs est faible et ne dépasse pas en moyenne, chez les garçons, 0,180 kg.

Les centres $((\bar{p}_r)^\alpha, \bar{t})$ des courbes d'égle normalité du plan p , t ne se rapportent donc pas exactement aux moyennes du poids, mais aux moyennes p , du poids réduit reconverties par la transformation $p_r^\alpha = p$ (voir note de la p. 10).

Les tableaux suivants indiquent, pour chaque âge, les valeurs ajustées des paramètres qui entrent dans les équations (*).

La troisième colonne indique, en kg, les abscisses $(\bar{p}_r)^\alpha$ des centres des graphiques définitifs (fig. 1 à 8).

TABLEAU I.
GARÇONS DES ÉCOLES DE BRUXELLES.
Valeurs ajustées des paramètres ayant servi à calculer les courbes d'égalité normalité.

Age	α	$(\bar{p}_r)^2$	\bar{p}_r	\bar{t}	σ_p	σ_{p_r}	σ_t	ρ	$\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$	$\frac{\sigma_t}{\rho \sigma_{p_r}}$		
6	2,000	19,8	4,449	112,2	2,30	0,255	5,05	0,71	val. moy. : 23,4	25,8	val. moy. : 23,6	27,8
6 ³ / ₄	2,000	21,2	4,604	116,2	2,35	0,256	5,07	0,78		25,2		25,3
7 ¹ / ₄	2,000	22,2	4,711	118,9	2,50	0,263	5,11	0,81		24,1		23,9
7 ³ / ₄	2,000	23,3	4,827	121,7	2,70	0,284	5,20	0,83		19,4		22,1
8 ¹ / ₄	2,000	24,4	4,939	124,4	3,00	0,301	5,25	0,82	22,5	21,3		
8 ³ / ₄	2,000	25,6	5,059	127,1	3,20	0,314	5,38	0,80	—	—		
9 ¹ / ₄	2,417	26,9	3,903	129,8	3,50	0,209	5,55	0,78	—	—		
9 ³ / ₄	2,835	28,1	3,243	132,1	3,80	0,153	5,77	0,76	40,3	49,6		
10 ¹ / ₄	2,835	29,4	3,295	134,2	4,10	0,162	6,03	0,75	41,1	49,6		
10 ³ / ₄	2,835	30,7	3,346	136,3	4,50	0,174	6,30	0,71	44,9	50,9		
11 ¹ / ₄	2,835	32,0	3,395	138,5	5,00	0,188	6,59	0,72	43,7	48,6		
11 ³ / ₄	2,835	33,3	3,443	140,6	5,50	0,198	6,89	0,72	41,1	48,3		
12 ¹ / ₄	2,835	34,7	3,494	142,7	6,00	0,213	7,17	0,74	46,4	45,4		
12 ³ / ₄	2,835	36,7	3,563	145,5	6,60	0,226	7,44	0,77	44,4	42,7		
13 ¹ / ₄	2,835	38,7	3,631	148,3	7,40	0,230	7,67	0,78	43,0	42,7		
13 ³ / ₄	2,835	40,7	3,696	151,1	7,80	0,233	7,87	0,79	42,4	42,7		
14 ¹ / ₄	2,835	42,8	3,762	153,9	7,90	0,235	8,02	0,80	42,7	42,6		
15	2,835	46,2	3,865	158,3	8,00	0,237	8,14	0,81	—	—	42,4	

TABLEAU II.
FILLES DES ÉCOLES DE BRUXELLES.
Valeurs ajustées des paramètres ayant servi à calculer les courbes d'égalité normalité.

Age	α	$(\bar{p}_r)^2$	\bar{p}_r	\bar{t}	σ_p	σ_{p_r}	σ_t	ρ	$\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$	$\frac{\sigma_t}{\rho \sigma_{p_r}}$		
6	2,000	19,6	4,427	112,4	2,42	0,269	4,76	0,71	val. moy. : 19,7	17,6	val. moy. : 23,1	24,9
6 ³ / ₄	2,000	21,2	4,604	116,2	2,48	0,271	4,98	0,74		22,8		24,7
7 ¹ / ₄	2,000	22,3	4,722	118,9	2,65	0,282	5,19	0,75		18,4		24,5
7 ³ / ₄	2,000	23,4	4,837	121,5	2,91	0,302	5,43	0,76		18,1		23,6
8 ¹ / ₄	2,000	24,6	4,959	124,2	3,24	0,327	5,70	0,77	20,0	22,5		
8 ³ / ₄	2,000	25,9	5,089	126,8	3,63	0,360	5,99	0,78	22,4	21,3		
9 ¹ / ₄	2,000	27,1	5,205	129,4	4,07	0,398	6,28	0,78	18,5	20,2		
9 ³ / ₄	2,000	28,3	5,319	132,0	4,54	0,422	6,56	0,79	—	—		
10 ¹ / ₄	2,417	29,8	4,072	134,7	5,02	0,284	6,81	0,79	—	—		
10 ³ / ₄	2,835	31,4	3,373	137,3	5,51	0,204	7,03	0,78	38,8	43,9		
11 ¹ / ₄	2,835	33,2	3,440	139,9	5,99	0,220	7,21	0,78	38,0	41,9		
11 ³ / ₄	2,835	35,2	3,511	142,6	6,44	0,227	7,33	0,78	37,7	41,2		
12 ¹ / ₄	2,835	37,2	3,580	145,2	6,86	0,230	7,37	0,77	38,8	41,5		
12 ³ / ₄	2,835	39,2	3,647	147,8	7,22	0,239	7,34	0,76	38,2	40,3		
13 ¹ / ₄	2,835	41,3	3,715	150,4	7,52	0,236	7,21	0,74	37,7	41,2		
13 ³ / ₄	2,835	43,5	3,784	153,0	7,73	0,232	6,97	0,72	37,7	41,5		
14 ¹ / ₄	2,835	45,8	3,853	155,6	7,85	0,235	6,61	0,70	37,6	40,1		
15	2,835	49,3	3,954	159,4	7,82	0,224	5,83	0,68	—	—		

Rappelons que : p_r est la moyenne ajustée du poids réduit et t celle de la taille,
 σ_p est la déviation standard ajustée du poids,
 σ_{p_r} celle du poids réduit,
 σ_t celle de la taille,
 ρ est le coefficient de corrélation ajusté de p_r et t , pratiquement égal d'ailleurs au coefficient de corrélation de p et t .

$\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$ est le rapport de l'accroissement de la moyenne de la taille à l'accroissement correspondant de la moyenne du poids réduit.

Par exemple, le premier chiffre $\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$ chez les garçons est

$$25,8 = \frac{116,2 - 112,2}{4,604 - 4,449}$$

$\frac{\Delta \bar{t}}{\Delta \bar{p}_r}$ est la pente de la droite qui joint les points moyens \bar{p}_r et \bar{t} de deux âges successifs sur les graphiques en coordonnées p_r et t . On voit que ces valeurs diffèrent peu de celles de la dernière colonne, $\frac{\sigma_t}{\rho \sigma_{p_r}}$, qui donnent, pour chaque âge, le

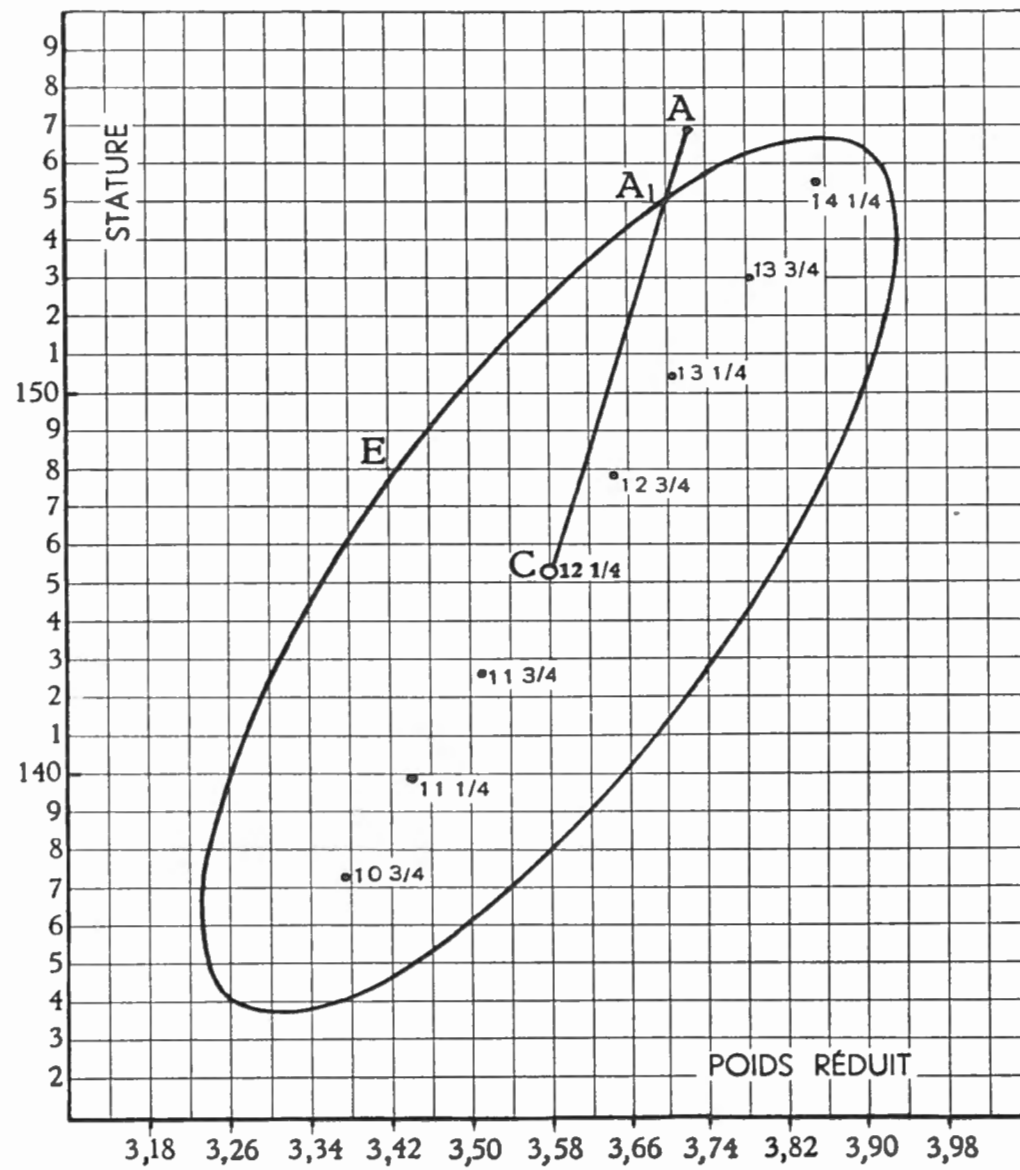


FIG. 19. — Plan p_r, t . Ellipse équiprobable contenant 70 % des filles de 12 ¼ ans.

La fillette n° 10 placée en A (poids réduit = 3,725 = 41,6^{1/α} pour $\alpha = 2,835$; taille = 156,9) donne au premier membre de l'équation (**) une valeur égale à 3,385, déterminée exactement par le calcul. En prenant

$$\lambda^2 = 2,408 \times \left(\frac{CA}{CA_1}\right)^2 = 2,408 \times \left(\frac{4,90}{4,13}\right)^2 = 3,386,$$

on trouve une valeur approchée excellente.

coefficient de régression du poids réduit par rapport à la taille, toujours pour les graphiques en coordonnées p_r et t . Nous nous sommes basée sur cette propriété page 48; en effet, si l'on passe du plan p_r, t au plan p, t , on constate qu'il est toujours vrai que la ligne de régression de p par rapport à t est proche de la ligne joignant les points moyens \bar{p}, \bar{t} , bien que la régression ne soit plus linéaire comme sur le plan, p_r, t .

Le tableau II permet, par exemple, d'écrire l'équation de la courbe d'égalité normalité E' des filles de $12 \frac{1}{4}$ ans, contenant 70 % des enfants :

$$(**) \frac{1}{1 - 0,77^2} \left\{ \frac{(p^{1/\alpha} - 3,580)^2}{0,230^2} - \frac{2 \times 0,77 \times (p^{1/\alpha} - 3,580)(t - 145,2)}{0,230 \times 7,37} + \frac{(t - 145,2)^2}{7,37^2} \right\} = 2,408,$$

avec $\alpha = 2,835$ (fig. 20).

3. AGE APPARENT D'UN ENFANT.

Les coordonnées p, t d'un enfant donnent au premier membre de l'équation (*) se rapportant à son groupe d'âge une valeur particulière λ^2 et au premier membre de l'équation (*) relative à chacun des autres âges, une valeur λ^2 chaque fois différente.

L'âge du groupe correspondant à la valeur minimum de λ^2 est l'âge apparent de l'enfant.

Ainsi la fillette n° 10 (p. 32), âgée de $12 \frac{1}{4}$, pesant 41,6 kg et mesurant 156,9 cm (point A' de la fig. 20), donne au premier membre de l'équation (**) une valeur de λ^2 égale à

$$\frac{1}{1 - 0,77^2} \left\{ \frac{(41,6^{1/\alpha} - 3,580)^2}{0,2305^2} - \frac{2 \times 0,77 \times (41,6^{1/\alpha} - 3,580)(156,9 - 145,2)}{0,2305 \times 7,37} + \frac{(156,9 - 145,2)^2}{7,37^2} \right\} = 3,385,$$

pour $\alpha = 2,835$.

Les mensurations de cette même fillette donnent aux premiers membres des équations (*) relatives aux autres âges les valeurs de λ^2 suivantes :

TABLEAU III.	
RECHERCHE DE L'AGE APPARENT DE LA FILLETTE n° 10.	
Age	Valeur calculée exacte de λ^2
$12 \frac{1}{4}$ ans	3,385
$13 \frac{1}{4}$ ans	1,675
$13 \frac{3}{4}$ ans	1,207
$14 \frac{1}{4}$ ans	0,947
15 ans	1,176

Le minimum de λ^2 correspond à $14 \frac{1}{4}$ ans. C'est l'âge apparent de la fillette n° 10.

L'âge apparent d'un enfant pourrait aussi se déterminer graphiquement, sans passer par les équations (*), si l'on avait le tracé des ellipses d'égalé normalité sur le plan p_r, t .

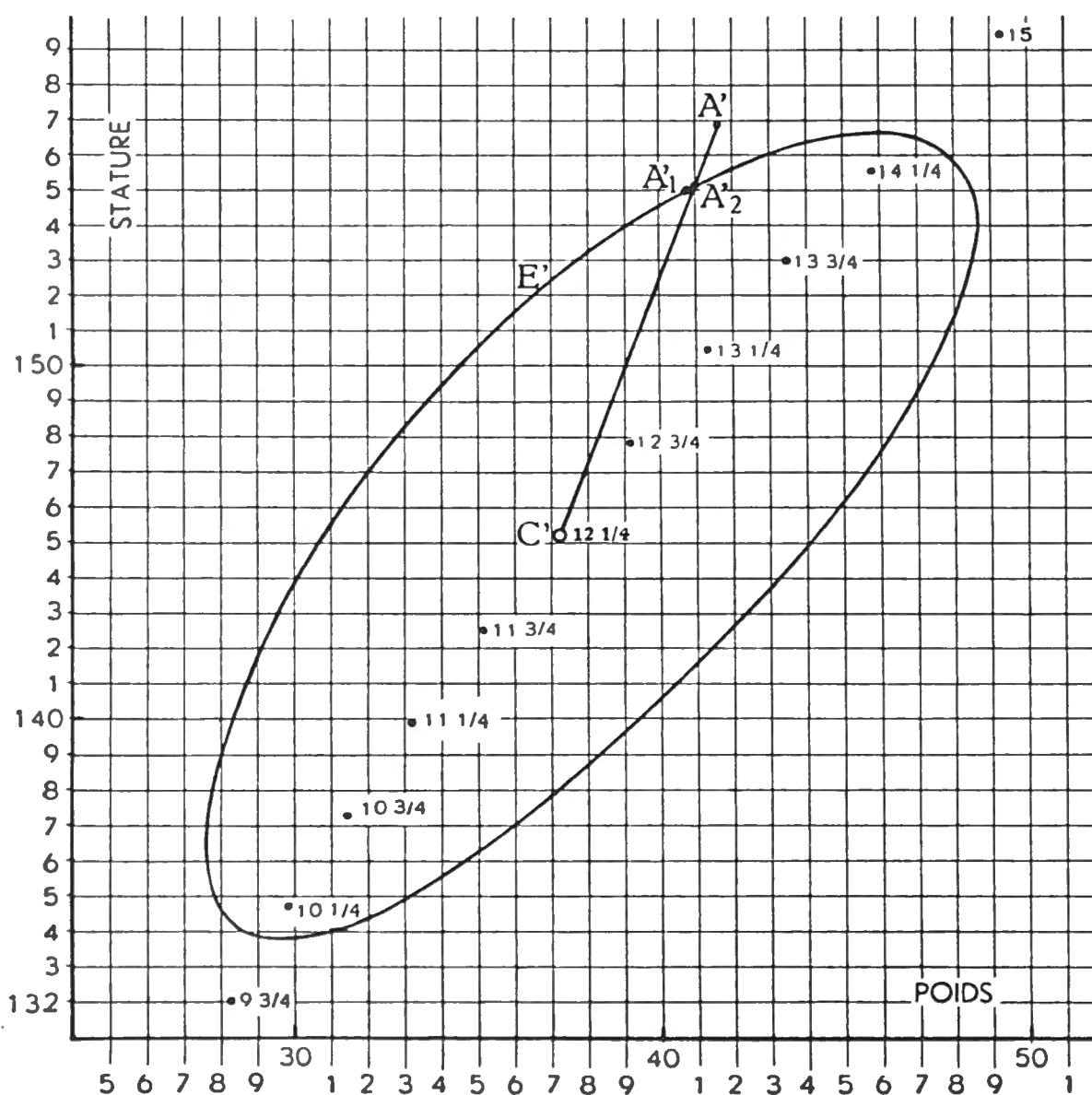


FIG. 20. — Plan p, t . E' contient 70 % des filles de $12 \frac{1}{4}$ ans.

E' est la courbe d'égalé normalité, transformée de l'ellipse E de la figure 19, par la transformation $p_r \rightarrow p$.

Les transformées des points A, C, A₁ de la figure 19 sont respectivement A', C', A'₁. Remarquons que ces points ne sont plus alignés. Un calcul approché de λ^2 est obtenu de la façon suivante. On joint C'A', et l'on marque le point A'₂, intersection de la courbe E' avec la droite C'A'.

$$2,408 \times \left(\frac{C'A'}{C'A'_2} \right)^2 = 2,408 \times \left(\frac{4,92}{4,19} \right)^2 = 3,32$$

est encore une bonne approximation de λ^2 .

Sur la figure 19, est tracée l'ellipse E d'égale normalité relative aux filles de $12 \frac{1}{4}$ ans, contenant 70 % des sujets. Son équation, toujours dans le plan p_r, t , est

$$(***) \quad \frac{1}{1-0,77^2} \left\{ \frac{(p_r - 3,580)^2}{0,2305^2} - \frac{2 \times 0,77 \times (p_r - 3,580)(t - 145,2)}{0,2305 \times 7,37} + \frac{(t - 145,2)^2}{7,37^2} \right\} = 2,408,$$

avec $p_r^\alpha = p$ pour $\alpha = 2,835$.

Soient A ($p_r = 41,6^{1/\alpha} = 3,725$; $t = 156,9$) le point représentant la fillette n° 10 et C le centre ($p_r = 3,580$, $t = 156,9$) de l'ellipse. Soit A₁ l'intersection de CA avec l'ellipse E. Il suffit de déterminer le rapport $\frac{CA}{CA_1}$ et de calculer

$$2,408 \times \left(\frac{CA}{CA_1} \right)^2 = 2,408 \times \left(\frac{4,90}{4,13} \right)^2 = 3,38 = \lambda^2$$

pour trouver la valeur λ^2 que prend le premier membre de l'équation (***) si l'on y remplace p_r et t par les coordonnées 3,725 et 156,9 de la fillette.

En opérant de même pour les autres groupes d'âges, on retrouverait pour le λ^2 de la fillette n° 10 les valeurs du tableau III.

Les ellipses du plan p_r, t ne sont pas dessinées (sauf sur la fig. 19), mais on peut utiliser les courbes d'égale normalité du plan p, t pour une détermination approchée de λ^2 et de l'âge apparent.

Plaçons la même fillette n° 10 sur le graphique p, t de $12 \frac{1}{4}$ ans (fig. 20). Les points A, C, A₁ de la figure 19 sont transformés en les points A', C', A'₁. On remarque qu'ils ne sont plus alignés.

Soit A'₂ l'intersection de la droite C'A' avec la courbe E'. Mesurons à la règle les segments C'A' et C'A'₂ :

$$2,408 \times \left(\frac{C'A'}{C'A'_2} \right)^2 = 2,408 \times \left(\frac{49,2}{4,19} \right)^2 = 3,32$$

est une valeur approchée de λ^2 .

Déterminés ainsi sur les graphiques des âges suivants, les λ^2 successifs de la fillette sont

TABLEAU IV.	
RECHERCHE DE L'AGE APPARENT DE LA FILLETTE n° 10.	
Age	Valeur approchée de λ^2 , déterminée graphiquement
12 $\frac{1}{4}$ ans	3,32
13 $\frac{1}{4}$ ans	1,67
13 $\frac{3}{4}$ ans	1,22
14 $\frac{1}{4}$ ans	1,05
15 ans	1,24

Comparées aux λ^2 du tableau III, on constate que ces nouvelles valeurs de λ^2 sont entachées d'erreurs qui atteignent jusqu'à 0,1. Néanmoins, pour déterminer l'âge apparent, cette méthode rapide est suffisante.

Si l'on peut se contenter d'une approximation encore plus grossière, on cherche la taille moyenne qui se rapproche le plus de la taille de l'enfant, ainsi que nous l'avons signalé page 29. Dans la plupart des cas, l'âge apparent ainsi déterminé correspond avec celui de la méthode graphique que nous venons d'exposer.

4. TESTS ET VÉRIFICATIONS.

Indiquons brièvement à quelles vérifications nous avons soumis les ajustements et les courbes d'égalité normalité.

1° Nous avons vérifié que tous les paramètres ajustés s'écartent des valeurs primitives d'écart inférieurs aux déviations standard de ces mêmes paramètres.

2° Un pointage des enfants groupés par âge montre que chaque courbe d'égalité normalité du plan p, t contient un pourcentage d'enfants proche de 70 %, 95 % ou 99 % qui sont les pourcentages théoriques. Le test de χ^2 appliqué aux écarts entre le nombre d'enfants réel et le nombre théorique indique une valeur de χ^2 non significative.

5. REGRESSION DE Σ PAR RAPPORT A p_r ET t .

1. FORMULES.

Nous avons vu, page 27, que le Σ doit être exprimé en fonction du poids et de la taille. A cette fin, nous utilisons les formules de régression linéaire multiple donnant la valeur moyenne de Σ pour un poids réduit en une taille donnée.

Dans ces formules, l'emploi du poids réduit, variable gaussienne, est naturellement préférable à celui du poids.

Bien que l'âge n'intervienne pas dans le calcul du Σ , nous avons cependant dû grouper les âges correspondants à une même valeur de α , laissant de côté le groupe intermédiaire.

GROUPE I, ♂, 660 SUJETS (fig. 9).		
$\alpha = 2,000$; âges : 6, 6 ³ / ₄ , 7 ¹ / ₄ , 7 ³ / ₄ , 8 ¹ / ₄ , 8 ³ / ₄ ans.		
	Moyenne	Déviat ion standard
Poids réduit	4,773	$\sigma_{p_r} = 0,3539$
Taille	120,25	$\sigma_t = 7,06$
Σ	71,09	$\sigma_\Sigma = 5,33$
$r_{p_r t} = 0,847$	$r_{p_r \Sigma} = 0,861$	$r_{t \Sigma} = 0,632$
L'équation donnant le Σ moyen $\bar{\Sigma}$ en fonction de p_r et t est :		
$\bar{\Sigma} - 71,09 = 17,358042 (p_r - 4,773) - 0,259854 (t - 120,25)$.		
La déviation standard partielle de Σ pour p_r et t constants, est :		
$\sigma_{\Sigma.p_r,t} = 2,529$.		

Les coefficients $b_1 = 17,358042$ et $b_2 = 0,259854$ sont les solutions des deux équations

$$r_{p_r t} \sigma_{p_r} \sigma_t \cdot b_1 + \sigma_t^2 \cdot b_2 = r_{t \Sigma} \sigma_t \sigma_\Sigma; \quad \sigma_{p_r}^2 \cdot b_1 + r_{p_r t} \sigma_{p_r} \sigma_t \cdot b_2 = r_{p_r \Sigma} \sigma_{p_r} \sigma_\Sigma,$$

tandis que

$$\sigma_{\Sigma.p_r,t}^2 = \sigma_\Sigma^2 - 2b_1 r_{p_r \Sigma} \sigma_{p_r} \sigma_\Sigma - 2b_2 r_{t \Sigma} \sigma_t \sigma_\Sigma + 2b_1 b_2 r_{p_r t} \sigma_{p_r} \sigma_t + b_1^2 \sigma_{p_r}^2 + b_2^2 \sigma_t^2 \quad (39)$$

est la déviation standard partielle de Σ pour p_r et t constants. Cette valeur est la même quels que soient p_r et t , à condition de considérer comme normale la distribution multivariée de Σ , p_r , et t , hypothèse vérifiée par les données.

GROUPE II, ♂, 1.165 SUJETS (fig. 10).		
$\alpha = 2,835$; âges : 9 ³ / ₄ , 10 ¹ / ₄ , 10 ³ / ₄ , 11 ¹ / ₄ , 11 ³ / ₄ , 12 ¹ / ₄ , 12 ³ / ₄ , 13 ¹ / ₄ , 13 ³ / ₄ , 14 ¹ / ₄ , 15 ans.		
	Moyenne	Déviat ion standard
Poids réduit	3,506	$\sigma_{p_r} = 0,2694$
Taille	143,11	$\sigma_t = 10,41$
Σ	84,52	$\sigma_\Sigma = 8,80$
$r_{p_r t} = 0,877$	$r_{p_r \Sigma} = 0,898$	$r_{t \Sigma} = 0,693$
L'équation du $\bar{\Sigma}$ moyen Σ en fonction de p_r et t est		
$\bar{\Sigma} - 84,52 = 40,985563 (p_r - 3,506) - 0,344274 (t - 143,11)$		
et		
$\sigma_{\Sigma.p_r,t} = 3,463$.		

(39) Voir, par exemple, YULE, G. U. et KENDALL, M. G. (1946, p. 261) pour la théorie de la régression multiple.

GROUPE III, ♀, 763 SUJETS (fig. 11).		
$\alpha = 2,000$; âges : 6, 6 ³ / ₄ , 7 ¹ / ₄ , 7 ³ / ₄ , 8 ¹ / ₄ , 8 ³ / ₄ , 9 ¹ / ₄ , 9 ³ / ₄ ans.		
	Moyenne	Déviat ion standard
Poids réduit	4,852	$\sigma_{p_r} = 0,4186$
Taille	121,83	$\sigma_t = 8,03$
Σ	74,04	$\sigma_{\Sigma} = 6,42$
$r_{p_r t} = 0,886$	$r_{p_r \Sigma} = 0,864$	$r_{t \Sigma} = 0,625$
$\bar{\Sigma} - 74,04 = 22,131000 (p_r - 4,852) - 0,522470 (t - 121,83).$ $\sigma_{\Sigma, p_r, t} = 2,581.$		

GROUPE IV, ♀, 697 SUJETS (fig. 12).		
$\alpha = 2,835$; âges : 10 ³ / ₄ , 11 ¹ / ₄ , 11 ³ / ₄ , 12 ¹ / ₄ , 12 ³ / ₄ , 13 ¹ / ₄ , 13 ³ / ₄ , 14 ¹ / ₄ , 15 ans.		
	Moyenne	Déviat ion standard
Poids réduit	3,628	$\sigma_{p_r} = 0,2838$
Taille	147,11	$\sigma_t = 9,47$
Σ	89,36	$\sigma_{\Sigma} = 10,30$
$r_{p_r t} = 0,830$	$r_{p_r \Sigma} = 0,911$	$r_{t \Sigma} = 0,649$
$\bar{\Sigma} - 89,36 = 43,436302 (p_r - 3,628) - 0,374540 (t - 147,11).$ $\sigma_{\Sigma, p_r, t} = 3,757.$		

2. CONSTRUCTION DES GRAPHIQUES $\Sigma/p, t$.

Comment est construit, par exemple, le graphique $\Sigma/p, t$ du groupe II (fig. 10) ?

Reprenons l'équation

$$(**) \bar{\Sigma} - 84,52 = 40,985563 (p_r - 3,506) - 0,344274 (t - 143,11).$$

Pour chaque valeur de $\bar{\Sigma}$, l'équation (**) représente une droite du plan p_r, t . Inversement, il passe une telle droite par chaque point de ce plan.

Le graphique de la figure 10 porte en haut l'axe des poids réduits, l'axe des tailles à gauche. Pour faciliter la lecture, on n'a pas indiqué les poids réduits, mais des graduations de poids, augmentant chaque fois d'un kg, ce qui fait que les divisions se rapprochent de plus en plus. La droite d'équation

$$80 - 84,52 = 40,98 (p_r - 3,506) - 0,3442 (t - 143,11)$$

est tracée sur le graphique. C'est l'oblique terminée en bas par le nombre 80.

De même, les obliques terminées par les nombres 82, 84, 86, ..., 78, 76, 74, ... ont comme équations l'équation (**), où $\bar{\Sigma}$ est successivement remplacé par 82, 84, 86, ..., 78, 76, 74, ... etc.

Reprenant l'exemple de la page 20, nous allons chercher le Σ moyen qui correspond à 140,8 cm et 41,5 kg.

Nous portons dans l'équation (**) les valeurs $p_r = 41,5^{1/a} = 3,722$ et $t = 140,8$; tous calculs faits, on trouve $\bar{\Sigma} = 94,2$ cm, valeur que le graphique indique immédiatement.

La différence de 4,7 cm entre le Σ moyen de 94,2 cm et le Σ réel de l'enfant, 89,5 cm, doit être testée au moyen de la déviation standard $\sigma_{\Sigma, p_r, t} = 3,463$.

$\frac{4,7}{3,463} = 1,3$, de sorte que seulement 10 % des enfants entre 9 $\frac{1}{2}$ et 15 ans, pesant 41,5 kg avec une taille de 140,8 cm, ont un Σ inférieur à 89,5 cm.

Pour faciliter la discrimination des enfants nous avons indiqué sur le graphique trois écarts critiques, 3,6; 6,8; 9,8, correspondant à des zones contenant 70 %, 95 % et 99 % des enfants et correspondant à des fractions de σ égales à 1,036; 1,959; 2,575 :

$$1,036 \times 3,463 = 3,58 \approx 3,6;$$

$$1,959 \times 3,463 = 6,78 \approx 6,8;$$

$$2,575 \times 3,463 = 8,91 \approx 8,9.$$

Ainsi, il y a parmi tous les enfants de 9 $\frac{1}{2}$ à 15 $\frac{1}{2}$ ans qui pèsent 41,5 kg et ont une taille de 140,8 cm, 15 % qui ont un Σ inférieur à $(94,2 - 3,6)$ cm et 15 % qui ont un Σ supérieur à $(94,2 + 3,6)$ cm.

Les autres graphiques, (fig. 9, 11, 12), ont été construits de la même façon.

Remarque. — Les groupes intermédiaires de 9 $\frac{1}{4}$ ans chez les garçons, de 10 $\frac{1}{4}$ chez les filles, n'interviennent pas dans les calculs ci-dessus. Mais pour déterminer le Σ théorique de ces enfants, on utilise la figure 9 pour les garçons de 9 à 9 $\frac{1}{2}$ ans, la figure 11 pour les filles de 10 à 10 $\frac{1}{4}$ ans et la figure 12 pour celles de 10 $\frac{1}{4}$ à 10 $\frac{1}{2}$ ans.

RÉSUMÉ

Alors que l'on s'occupe de plus en plus des enfants débiles et que les stations de plein air se multiplient, le concept de débilité demeure imprécis.

Le besoin d'une méthode objective de dépistage des débiles se fait donc sentir de façon pressante et nous croyons, en principe, que les tests biométriques sont susceptibles de fournir une telle méthode. Ces tests sont destinés à compléter et à rendre plus objectifs les diagnostics médicaux et à préciser la notion de débilité.

Ce mémoire a essentiellement pour but de présenter un tel test sous forme de graphiques, sans aucun calcul numérique.

Rappelons brièvement les différentes étapes de ce travail.

Pour le choix des mensurations, nous nous sommes basée sur une étude approfondie faite par une Commission créée par la Fondation Pro-Juventute. Cette Commission a montré combien l'information fournie par les indices habituels de PIGNET, VERVAECK, FRANZEN et PALMER, etc., est incomplète. A priori, on conçoit d'ailleurs qu'il est impossible d'exprimer par un seul chiffre le degré de débilité d'un enfant, la notion de débilité étant très complexe. Le test adopté par la Commission est basé sur l'emploi simultané de trois mensurations : le poids, la taille, la somme des périmètres des racines des membres (le Σ). Il constitue un grand progrès sur les tests anciens. En effet, il utilise le Σ , très sensible aux variations de la robusticité, de préférence au périmètre thoracique, dont le lien avec la débilité est mal précisé. D'autre part, il tient compte de la variabilité naturelle de chaque enfant au sein de son groupe.

Le test de cette Commission nous a servi de point de départ. Nous avons utilisé les mêmes mensurations, mais nous en avons tiré des relations statistiquement plus complètes et plus précises. En outre, notre groupe de base étant constitué par les enfants fréquentant les écoles de la Ville de Bruxelles, nous pensons que le nouveau test que nous proposons peut trouver une large application dans tout le pays.

Il est possible de combiner les trois variables, poids (p), taille (t) et Σ , de nombreuses façons. Aussi exposons-nous en détail pourquoi nous avons fixé notre choix sur l'une des combinaisons possibles.

Pour chaque demi-année d'âge, un graphique indique, pour chaque sexe, la distribution simultanée de p et t , au lieu de l'habituelle régression de p par rapport à t . Chaque graphique contient des zones de normalité décroissante et montre la variabilité de la croissance normale. Ainsi peuvent être sélectionnés les enfants qui sont trop légers pour leur taille, ceux qui souffrent d'un retard dans le développement et ceux qui ont un poids et une taille simultanément déficients.

Quatre autres tableaux donnent le Σ moyen de chaque groupe d'enfants de même poids et même taille, pour toutes les combinaisons de p et t . Ce Σ moyen est l'étalon auquel on compare le Σ réel de l'enfant, l'écart étant évalué en fraction de σ . Un Σ déficient indique essentiellement un enfant mal musclé, qu'il ait un poids faible, normal ou excessif par rapport à sa taille. Comme la Commission de Pro-Juventute a constaté qu'une diminution de débilité correspond invariablement à une augmentation du Σ , nous admettons qu'un Σ insuffisant est un indice de débilité que l'on peut confronter et compléter avec les indications tirées précédemment des graphiques p , t .

Nous illustrons notre méthode par un exemple d'application à 22 fillettes, que nous groupons en séries de débilité croissante, sans chiffrer séparément la robusticité de chaque sujet.

Ce test fournit en principe un complément d'information au médecin. Il peut cependant servir à une sélection massive d'enfants débiles — là où un examen clinique individuel est impraticable.

Ensuite, nous indiquons brièvement comment notre test peut servir à traiter d'autres questions — comme l'hygiène sociale, le régime alimentaire, la croissance normale, le développement musculaire chez les sportifs, etc.

Dans la 2^e partie du mémoire, nous discutons les méthodes statistiques que nous appliquons et nous donnons les équations des courbes figurant sur les graphiques.

La question des normes d'une population est rarement discutée en biométrie; si l'on sépare par une frontière le normal et l'anormal, on risque d'oublier qu'une telle limite est purement conventionnelle. Il nous semble qu'en introduisant la notion de zone de normalité décroissante, on attire l'attention sur la continuité des variations biométriques et sur ce qu'a d'arbitraire toute coupure introduite dans une distribution unimodale. Bien entendu, la nécessité d'opérer un tri rend ces coupures indispensables. Dans les distributions simultanées normales, elles se font aisément à l'aide des ellipsoïdes équiprobables.

La distribution simultanée de p et t ne devient normale que si l'on remplace p par une variable gaussienne $p_r = p^{1/\alpha}$, α étant déterminé par la relation $\bar{p} = k\bar{t}^\alpha$.

On a parfois normalisé p en prenant son logarithme. Nous n'avons pas fait l'essai de cette transformation sur nos chiffres; nous avons choisi d'emblée la transformation $p_r = p^{1/\alpha}$ parce qu'elle a un sens biologique; elle est, en effet,

tirée de la loi suivante, vérifiée expérimentalement sur les graphiques : en moyenne, la relation qui lie le poids et la taille d'un groupe de garçons de même âge est la même que celle qui lie le poids et la taille d'un enfant moyen au cours de sa croissance.

L'examen des distributions de p et t , la première asymétrique, la seconde normale, nous a conduite à un essai d'analyse causale inspirée de celles faites, par exemple, par H. CRAMER. En première approximation, deux lois, vérifiées sur nos chiffres, peuvent être formulées :

Première loi : Chaque cause agissant sur la taille produit un effet qui ne dépend que de la cause et non pas de la taille de l'enfant au moment où agit l'impulsion.

Il en résulte qu'un même traitement, considéré comme somme de petites causes et appliqué à des enfants de taille initiale différente (mais de même âge) a des effets égaux en moyenne.

Deuxième loi : Chaque cause agissant sur le poids a un effet qui dépend à la fois de la force de l'impulsion et de la grandeur du poids au moment où agit l'impulsion.

Ici, un même traitement appliqué à des enfants de même âge aura des effets qui dépendent, en moyenne, du poids de chaque enfant au moment où commence le traitement.

La nouvelle variable p_r suit la loi de la taille et est telle qu'en moyenne des causes égales auront sur p_r des effets égaux, indépendants du p_r initial. Les variables p_r et t sont distribuées normalement, tandis que p a une distribution asymétrique.

Il résulte de ce qui précède qu'à chaque âge la distribution simultanée de p_r et t est normale et que les ellipses équiprobables y déterminent des zones de normalité décroissante. Nous indiquons les équations numériques de ces ellipses ; en remplaçant, dans chacune de ces équations, p_r par $p^{1/a}$, on obtient les équations des courbes définitives de nos graphiques. Les paramètres utilisés dans toutes ces équations ont d'abord été ajustés et corrigés l'un par l'autre.

Quant à la recherche du Σ moyen de chaque groupe d'enfants de mêmes poids et taille, elle revient simplement à exprimer la régression (linéaire) de Σ par rapport à p_r et t . Une fois les constantes de ces équations connues, on a construit des abaques donnant, pour chaque combinaison de p_r (ou p) et de t , la valeur moyenne du Σ .

Quelques valeurs critiques de la déviation standard de Σ pour p_r et t constants permettent de tester graphiquement l'écart du Σ réel d'un enfant avec le Σ moyen.

Nous sommes heureuse d'exprimer notre gratitude aux personnes qui ont collaboré à ce travail et que nous n'avons pas encore eu l'occasion de citer.

Nous remercions la direction et le personnel des écoles pour leur amabilité, et les dames infirmières — notamment M^{me} DUFOUR-LALEMAND — pour le soin qu'elles mirent à prendre les mensurations.

MM. VANDERVOORT et SCHITTEKAT, de l'Institut, méritent les plus grands éloges; le premier a effectué habilement des calculs difficiles, le second a exécuté avec un soin extrême des dessins d'une grande précision.

Enfin, l'intérêt que M. MERTENS, médecin-chef des écoles de la Ville de Bruxelles, n'a cessé d'apporter aux problèmes du dépistage de la débilité a été pour nous un encouragement.

INDEX BIBLIOGRAPHIQUE

- BASS, J., 1946, *Les méthodes modernes du calcul des probabilités et leur application au problème de la turbulence*. (Recherches aéronautiques, n° 28, Gauthiers-Villars, Paris, 1 vol., 241 p.)
- BRODY, S., 1945, *Bioenergetics and growth*. (Reinhold, New-York, 1 vol., 1023 p.)
- BRUCH, H., 1942, *The grid for evaluating physical fitness*. (Journal Am. Med. Ass., 118, n° 15, pp. 1289-1293.)
- CRAMÈR, H., 1946, *Mathematical Methods of Statistics*. (Princeton University Press, 1 vol., 575 p.)
- DEFRISE-GUSSENHOVEN, E., 1948, *Erreurs de mesure et d'échantillonnage dans les graphiques de la croissance relative*. (Bull. du Mus. roy. d'Hist. nat. de Belgique, t. XXIV, n° 11, 20 p.)
- DEMING, W. E., 1946, *Statistical Adjustment of Data*. (John Wiley and Sons, New-York, 1 vol., 261 p.)
- GALTON, F., 1886, *Regression towards mediocrity in Hereditary Stature*. (Journ. of the Anthropol. Inst., Londres, pp. 246-263.)
- GOVAERTS, A. (président), DE RUDDER, GERKENS, GHEYS, GRAFFART, PÉRIER, TWIESSERMANN et VAN MEIRHAEGHE, 1945, *Au sujet d'un nouvel indice de la débilité chez l'enfant*. (Cours de Perfectionnement de Médecine et de Chirurgie, Bruxelles, 1 vol., 55 p.)
- GÜNTHER, H., 1935, *Die Variabilität der Organismen und ihre Normgrenzen*. (G. Thieme, Leipzig, 1 vol., 132 p.)
- JOHANNSEN, W., 1926, *Elemente der Exakten Erblichkeitslehre*. (G. Fischer, Jena, 1 vol., 135 p.)
- KAPTEYN, J. C., 1903 et 1916, *Skew frequency curves in biology and statistics*. (Noordhoff, Groningen, 1 vol., 53 p.) et (Hoitsema, Groningen, 1 vol., 69 p.)
- LÉVY, P., 1937, *Théorie de l'addition des variables aléatoires*. (Gauthiers-Villars, Paris, 1 vol., 328 p.)
- MATHER, K., 1949, *Biometrical Genetics*. (Methuen, Londres, 1 vol., 161 p.)
- MOLLISON, Th., 1907, *Die Maori in ihren Beziehungen zu verschiedenen benachbarten Gruppen*. (Corr.-Bl. Dtsch. Anthropol. Ges., Jhrg. 38, pp. 147-152.)
- NEUVILLE, H., 1936, *L'espèce humaine*. (Tome VII de l'Encyclopédie française, 2^e partie, section B, chap. III, 20 p., Larousse, Paris.)
- PEARSON, K. et LEE, ALICE, 1903, *On the Laws of Inheritance in Man*. (Biometrika, vol. 2, pp. 357-397.)

- QUETELET, A., 1870, *Anthropométrie*. (Muquardt, Bruxelles, 1 vol., 465 p.)
- SNEDECOR, G. W., 1946, *Statistical Methods*. (State College Press, Iowa, 1 vol., 485 p.)
- TEISSIER, G., 1934, *Dysharmonies et discontinuités dans la croissance*. (Actualités scient. et industr., n° 95, Hermann, Paris, 1 vol., 38 p.)
- TWIESSELMANN, F., 1945, *Le dépistage des enfants débiles*. (Travaux de la Soc. Méd. belge d'Éduc. physique et des Sports, Bruxelles, pp. 5-19.)
- 1952, *Aide-mémoire d'Anthropométrie*. (Mém. de l'Inst. roy. Colonial belge, sect. des Sc. mor. et pol., coll. in-8°, t. XXV, fasc. 4, 55 p.)
- WETZEL, N. C., 1941, *Physical Fitness in terms of physique, development and basal metabolism*. (Journ Am. Med. Ass. Chicago, Illinois, March 22, vol. 116, n° 12, pp. 1187-1195.)
- WICKSELL, S. D., 1917, *On the genetic theory of frequency*. (Arkiv för Matematik, Astronomi och Fysik, Almqvist und Wicksell, Stockholm, t. 12, cahier 1-3, pp. 1-56.)
- YUAN, PAE-TSI, 1933, *On the Logarithmic Frequency Distribution and the Semi-logarithmic Correlation Surface*. (The Annals of Math. Statistics, vol. IV, n° 1, pp. 30-72.)
- YULE, G. U. et KENDALL, M. G., 1946, *An introduction to the theory of statistics*. (Ch. Griffin, Londres, 1 vol., 570 p.)

TABLE DES MATIÈRES

	Pages.
INTRODUCTION	3
PREMIÈRE PARTIE :	
1. Conclusions de l'enquête de la Commission de Pro-Juventute. Choix des mensurations pour la mise au point d'un nouveau critère de débilité	5
2. Matériel	7
3. Technique de la mensuration et erreurs de mesure	8
4. Description des 36 graphiques P/T/âge	10
5. Description des 4 graphiques $\Sigma/p, t$	19
6. Principe de la méthode de recherche des enfants débiles	25
7. Application du nouveau critère de débilité à 22 fillettes	32
8. Utilisation des graphiques dans d'autres questions que le dépistage des enfants débiles	33
1. Comparaison des garçons et des filles	35
2. Croissance retardée ou accélérée	35
3. Recherche des enfants trop gros pour leur taille	35
4. Étude d'un groupe nombreux dans des questions d'hygiène et de nutrition	35
5. Progrès du développement musculaire chez un groupe sportif	37
DEUXIÈME PARTIE :	
1. La notion de normalité	38
1. Signification du terme normal	38
2. Choix des normes	38
3. L'anormal biométrique et l'anormal médical	39
4. Normes biométriques dans les travaux existants	39
5. Normes dans les distributions symétriques unimodales	39
6. Normes dans les distributions unimodales asymétriques	40
7. Normes dans les distributions multivariées normales	41
8. λ^2 mesure l'aberration d'un sujet	43
9. Normes pour les distributions multivariées non normales	43
2. Choix d'une échelle appropriée pour le poids	44
1. Valeur d'une échelle et genèse des courbes de fréquence	44
2. Avantages du poids réduit p_r , la nouvelle échelle du poids	47
3. Recherche de la transformation $p \rightarrow p_r$ chez les garçons	47
4. Vérification de la normalité de $p_r = p^{1/\alpha}$ chez les garçons	50
5. Transformation $p \rightarrow p_r$ chez les filles	50

	Pages.
3. Distribution bivariée de p_r et t . Filles et garçons	51
1. Équation de la distribution	51
2. Estimation des paramètres. Ajustements	51
3. Équations des courbes d'égle normalité qui sont ici des ellipses équiprobables	52
4. Courbes définitives d'égle normalité figurant sur les graphiques p, t	52
1. Transformation des ellipses équiprobables	52
2. Équations des trois courbes définitives d'égle normalité tracées sur le plan p, t	53
3. Age apparent d'un enfant	56
4. Tests et vérifications	59
5. Régression de Σ par rapport à p_r et t	59
1. Formules	59
2. Construction des graphiques $\Sigma/p, t$	61
RÉSUMÉ	63
INDEX BIBLIOGRAPHIQUE	67
TABLE DES MATIÈRES	69



PUBLICATIONS DE L'INSTITUT ROYAL DES SCIENCES NATURELLES DE BELGIQUE

ANNALES DU MUSÉE ROYAL D'HISTOIRE NATURELLE DE BELGIQUE (1877-1887).

TOME I.	— P.-J. VAN BENEDEN. <i>Description des Ossements fossiles des environs d'Anvers. I</i>	1877
TOME II.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. I</i>	1878
TOME III.	— H. NYST. <i>Conchyliologie des Terrains tertiaires de la Belgique</i> , précédée d'une introduction par E. VAN DEN BROECK.	1879
TOME IV.	— P.-J. VAN BENEDEN. <i>Description des Ossements fossiles des environs d'Anvers. II</i>	1880
TOME V.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. II</i>	1880
TOME VI.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. III</i>	1881
TOME VII.	— P.-J. VAN BENEDEN. <i>Description des Ossements fossiles des environs d'Anvers. III</i>	1882
TOME VIII.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. IV</i>	1883
TOME IX.	— P.-J. VAN BENEDEN. <i>Description des Ossements fossiles des environs d'Anvers. IV</i>	1885
TOME X.	— L. BECKER. <i>Les Arachnides de la Belgique. I</i>	1882
TOME XI.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. V</i>	1885
TOME XII.	— L. BECKER. <i>Les Arachnides de la Belgique. II et III</i>	1886
TOME XIII.	— P.-J. VAN BENEDEN. <i>Description des Ossements fossiles des environs d'Anvers. V</i>	1886
TOME XIV.	— L.-G. DE KONINCK. <i>Faune du Calcaire carbonifère de la Belgique. VI</i>	1887

Depuis 1923, les Mémoires du Musée royal d'Histoire naturelle de Belgique ne sont plus réunis en Tomes. Chaque travail, ou partie de travail, a reçu un numéro d'ordre. La numérotation prend pour point de départ le premier fascicule du Tome I.

A partir de 1935, une deuxième série de Mémoires a été constituée, les fascicules en possèdent une numérotation indépendante de celle des Mémoires publiés jusqu'alors par le Musée. Cette deuxième série est plus particulièrement consacrée à des sujets ne présentant pas un intérêt immédiat pour l'exploration de la Belgique.

Sedert 1923 worden de Verhandelingen van het Koninklijk Natuurhistorisch Museum van België niet meer in Banden verenigd. Ieder werk, of gedeelte van een werk, heeft een volgnummer gekregen. De nummering begint met de eerste aflevering van Deel I.

In 1935 werd een tweede reeks Verhandelingen begonnen. De nummering der afleveringen hiervan is onafhankelijk van de tot dat tijdstip door het Museum gepubliceerde Verhandelingen. Deze tweede reeks is meer in het bijzonder gewijd aan werken, die niet van onmiddellijk belang zijn voor het onderzoek van België.

MÉMOIRES DU MUSÉE ROYAL D'HISTOIRE NATURELLE DE BELGIQUE. VERHANDELINGEN VAN HET KONINKLIJK NATUURHISTORISCH MUSEUM VAN BELGIË.

PREMIÈRE SÉRIE. — EERSTE REEKS (1900-1948).

TOME I. — DEEL I.

1. — A. C. SEWARD. *La Flore wealdienne de Bernissart* 1900
2. — G. GILSON. *Exploration de la Mer sur les côtes de la Belgique* 1900
3. — O. ABEL. *Les Dauphins longirostres du Boldérien (Miocène supérieur) des environs d'Anvers. I* 1901
4. — C. E. BERTRAND. *Les Coprolithes de Bernissart. I. Les Coprolithes attribués aux Iguanodons* 1903

TOME II. — DEEL II.

5. — M. LERICHE. *Les Poissons paléocènes de la Belgique* 1902
6. — O. ABEL. *Les Dauphins longirostres du Boldérien (Miocène supérieur) des environs d'Anvers. II* 1902
7. — A. C. SEWARD et ARBER. *Les Nipadites des couches éocènes de la Belgique* 1903
8. — J. LAMBERT. *Description des Echinides créacés de la Belgique. I. Étude monographique sur le genre Echinocorys* 1903

TOME III. — DEEL III.

9. — A. HANDLIRSCH. *Les Insectes houillers de la Belgique* 1904
10. — O. ABEL. *Les Odontocètes du Boldérien (Miocène supérieur) d'Anvers* 1905
11. — M. LERICHE. *Les Poissons éocènes de la Belgique* 1905
12. — G. GURICH. *Les Spongiostromides du Viséen de la Province de Namur* 1906

TOME IV. — DEEL IV.

13. — G. GILSON. *Exploration de la Mer sur les côtes de la Belgique. Variations horaires, physiques et biologiques de la Mer.* 1907
14. — A. DE GROSSOUVRE. *Description des Ammonitides du Crétacé supérieur du Limbourg belge et hollandais et du Hainaut.* 1908
15. — R. KIDSTON. *Les Végétaux houillers du Hainaut* 1909
16. — J. LAMBERT. *Description des Echinides créacés de la Belgique. II. Echinides de l'Étage sénonien* 1911

TOME V. — DEEL V.

17. — P. MARTY. *Étude sur les Végétaux fossiles du Trièze de Leval (Hainaut)* 1907
18. — H. JOLY. *Les Fossiles du Jurassique de la Belgique* 1907
19. — M. COSSMANN. *Les Pélécypodes du Montien de la Belgique* 1908
20. — M. LERICHE. *Les Poissons oligocènes de la Belgique* 1910

TOME VI. — DEEL VI.

21. — R. H. TRAQUAIR. *Les Poissons wealdiens de Bernissart* 1911
22. — W. HIND. *Les Faunes conchyliologiques du terrain houiller de la Belgique* 1912
23. — M. LERICHE. *La Faune du Gedinien inférieur de l'Ardenne* 1912
24. — M. COSSMANN. *Scaphopodes, Gastropodes et Céphalopodes du Montien de Belgique* 1913

TOME VII. — DEEL VII.

25. — G. GILSON. *Le Musée d'Histoire Naturelle Moderne, sa Mission, son Organisation, ses Droits* 1914
26. — A. MEUNIER. *Microplankton de la Mer Flamande. I. Les Diatomacées: le genre Chaetoceros* 1913
27. — A. MEUNIER. *Microplankton de la Mer Flamande. II. Les Diatomacées, le genre Chaetoceros excepté* 1915

TOME VIII. — DEEL VIII.

28. — A. MEUNIER. *Microplankton de la Mer Flamande. III. Les Péridiniens* 1919
29. — A. MEUNIER. *Microplankton de la Mer Flamande. IV. Les Tintinnides et Cœtera* 1919
30. — M. GOETGHEBUER. *Ceratopogoninae de Belgique* 1920
31. — M. GOETGHEBUER. *Chironomides de Belgique et spécialement de la zone des Flandres* 1921
32. — M. LERICHE. *Les Poissons néogènes de la Belgique* 1926
33. — E. ASSELBERGHS. *La Faune de la Grauwacke de Rouillon (base du Dévonien moyen)* 1923
34. — M. COSSMANN. *Scaphopodes, Gastropodes et Céphalopodes du Montien de Belgique. II* 1924
35. — G. GILSON. *Exploration de la mer sur les côtes de la Belgique. Recherche sur la dérive dans la mer du Nord* 1924
36. — P. TEILHARD DE CHARDIN. *Les Mammifères de l'Éocène inférieur de la Belgique* 1927
37. — G. DELEPINE. *Les Brachiopodes du Marbre noir de Dinant (Viséen inférieur)* 1928
38. — R. T. JACKSON. *Paleozoic Echini of Belgium* 1929
39. — F. CANU et R. S. BASSLER. *Bryozoaires éocènes de la Belgique* 1929
40. — F. DEMANET. *Les Lamellibranches du Marbre noir de Dinant (Viséen inférieur)* 1929
41. — E. ASSELBERGHS. *Description des Faunes marines du Gedinien de l'Ardenne* 1930
42. — G. STIASNY. *Die Scyphomedusen-Sammlung des « Musée royal d'Histoire naturelle de Belgique »* 1930
43. — E. VINCENT. *Mollusques des couches à Cyrenes (Paléocène du Limbourg)* 1930
44. — A. RENIER. *Considérations sur la stratigraphie du Terrain houiller de la Belgique* 1930
45. — P. L. KRAMP. *Hydromedusae collected in the South-Western part of the North Sea and in the Eastern part of the Channel in 1905-1914* 1930
46. — E. VINCENT. *Études sur les Mollusques montiens du Poudingue et du Tuffeau de Ciplu* 1930